



TITLE:

湖における藻類動態の確率論的予測に関する研究( Dissertation\_全文 )

AUTHOR(S):

原沢, 英夫

---

CITATION:

原沢, 英夫. 湖における藻類動態の確率論的予測に関する研究. 京都大学, 1985, 工学博士

ISSUE DATE:

1985-11-25

URL:

<https://doi.org/10.14989/doctor.r5741>

RIGHT:

湖における藻類動態の確率論的予測  
に関する研究

昭和60年2月

原 沢 英 夫

湖における藻類動態の確率論的予測に関する研究

正誤表

頁	行	誤	正
39	表1-6	CT培地	CT培地 (Anabaenaの 継代培養培地)
43	10	すなはち	すなわち
63	図1-9 (a), (b)	——	図中の数字は地点番号
66	15	藻類総個体数 $\hat{\mu}_0$	藻類総個体数の場合の $\hat{\mu}_0$
72	図1-21	——	図中の数字は地点番号
151	4	湖水中の～表現 する。	削除
187	脚注	——	第I編では藻類量をM としたが、ここでは理 論の展開上便宜的にX <sub>1</sub> とした。

湖における藻類動態の確率論的予測  
に関する研究

昭和60年2月

原 沢 英 夫



# 湖における藻類動態の確率論的予測 に関する研究

## 目 次

緒論	1
第 I 編 藻類動態の確率論的予測のための増殖特性・流動特性分析	
第 1 章 室内実験による藻類増殖の特性分析	
1. 1. 概説	2 3
1. 2. 文献的考察	2 4
1. 3. 藻類動態解析のための A G P 試験	3 7
1. 4. A G P による藻類増殖の定量化	5 3
1. 5. <u>Anabaena</u> A G P による増殖能とその特性分析	7 0
1. 6. 結語	7 4
第 2 章 藻類増殖能の数理的表現	
2. 1. 概説	7 7
2. 2. Monod 型増殖速度式の確率的解釈	7 7
2. 3. 増殖促進物質について	8 7
2. 4. 水質指標の律速性の検討	9 3
2. 5. 結語	1 0 1
第 3 章 湖流動特性の分析	
3. 1. 概説	1 0 4
3. 2. 風の影響を考慮した湖流モデル	1 0 5
3. 3. 湖流動の確率特性の定量化	1 1 0
3. 4. 結語	1 1 8
第 4 章 藻類動態の決定論的解析	
4. 1. 概説	1 1 9
4. 2. 渦度、流れ関数による湖流動特性の解析	1 2 1
4. 3. 渦度を考慮した藻類動態の決定論的解析	1 2 7
4. 4. 結語	1 3 2

## 第Ⅱ編 藻類動態の確率論的予測に関する研究

### 第1章 マルコフモデルによる藻類動態の予測

1. 1. 概説	1 3 3
1. 2. マルコフモデル	1 3 6
1. 3. マルコフモデルによる藻類動態の予測	1 4 8
1. 4. 結語	1 5 8

### 第2章 湖の量的変動に関する確率予測

2. 1. 概説	1 6 0
2. 2. 水量の確率的変動の数理的考察	1 6 0
2. 3. 結語	1 7 0

### 第3章 時系列資料による藻類動態の初期・境界条件の定量化

3. 1. 概説	1 7 1
3. 2. 長期資料による藻類動態の時系列的特性分析	1 7 2
3. 3. 初期・境界条件設定のための確率論的モデル	1 8 5
3. 4. 予測モデルを活用した初期・境界条件の設定	1 9 2
3. 5. 時系列予測による藻類出現確率の季節的予測	1 9 8
3. 6. 結語	2 0 4

### 第4章 複合モデルによる藻類動態の予測

4. 1. 概説	2 0 6
4. 2. 藻類に原因する臭気発生の確率予測	2 0 7
4. 3. マルコフモデルを活用した臭気発生予測	2 0 8
4. 4. 現地調査を実施した場合の臭気発生予測	2 1 4
4. 5. 結語	2 1 9

結論	2 2 1
----	-------

謝辞	2 2 6
----	-------

参考文献	2 2 7
------	-------

## 糸者 論

### 1. 概説

わが国の水環境の状況を顧みると、昭和30年～40年代には特定の汚濁発生源による局所的な高汚染がまず問題として現れた。これに対し、排水基準、環境基準の設定に基づく濃度規制という行政的対応と、これを担保する処理技術の導入がなされ、これによって一応深刻な状態に相応の改善がみられた。しかし、その後家庭排水や農畜産廃水など不特定多数のいわゆる面的発生源による汚濁負荷、中でも窒素、リンなど栄養塩負荷が全国的規模で湖沼、内湾等の閉鎖性水域の富栄養化を惹起している。富栄養化に対しては、下水道の整備、廃水の高度処理技術の適用など、種々の対策により富栄養化の進行は抑制され、部分的には水質汚濁状況は改善しつつある。しかしながら、一方では窒素、リンの水質指標では評価しえない、新たな富栄養化現象が進行しつつある。この間の事情を、琵琶湖を例として概観してみる。

琵琶湖の湖流域は、滋賀県の面積の約93%を占め、大小400本余りの河川が流入しており、流域内の産業活動や人間活動が河川を通じて琵琶湖の水質に反映されている<sup>1)</sup>。琵琶湖の水質はかつては手ですくって飲める程清澄であったといわれるが、ここ20年余りの間に水質汚濁が進行した。北湖では規模が大きく、湖流も複雑に作用するとともに、「琵琶湖富栄養化防止条例」（昭和54年公布、翌55年7月施行）に代表される水質保全対策の効果もあり、霞が浦や諏訪湖ほど危機的な状況にはないが、南湖では水深も浅く、貯水量も少ないうえに周辺地域の都市化が進行しつつあるために、富栄養化現象が顕著に現れている。

琵琶湖水を原水とする上水道では、藻類に原因する異臭味水が昭和44年以降、毎年発生しており、また昭和52年以降は中栄養湖に多く見られるUroglenaの大量発生、いわゆる淡水赤潮が発生して以来、現在まで毎年のように発生している。水質に関しては、T-Nでは減少傾向、T-Pでは北湖では横ばい、南湖ではやや増加傾向がみられるものの、淡水赤潮が頻発した昭和53年に比べれば、その濃度レベルは低下している。このように平均的水質が改善しているにもかかわらず、昭和58年の夏季には富栄養化の著しく進行した霞が浦、

諏訪湖で多発する藍藻類のMicrocystis（アオコ）が異常発生した。琵琶湖でも小規模なアオコの発生は昭和43年にみられたが、大量、集中型の発生ははじめてのことである。

アオコの大量発生は、琵琶湖の富栄養化が新たな段階に入ったことを象徴しよう。琵琶湖富栄養化防止条例により有リン合成洗剤の使用禁止、工場等からの排出量の削減などの対応策が講じられ、表面的には平均的水質として、全リン濃度が低下し、富栄養化の進行が止まったかのような印象を与えるが、依然として、水域によっては高栄養状態がつづいており、また、長期にわたる底泥中への栄養塩の蓄積及びその湖水への回帰など、一時期の急速な富栄養化の後遺症ともいえる現象が表面化しつつある。

一般に、閉鎖性水域の富栄養化は、水中の栄養塩濃度が増加し、藻類や水生植物の一次生産力を著しく増大させる現象であり、時として、赤潮（red tide）、水の華（water bloom）の突発的発生を伴う形で現れる。富栄養化現象の解明には、原因となる栄養塩類と一次生産者との関係を明らかにすることがまず重要であると考えられるが、そのためには多くの専門分野にまたがる学際的な研究が必要とされている<sup>2)</sup>。その研究の方向については、①環境面からの調査・研究、②生物学的観点からの研究に大別される<sup>4)</sup>。前者は、気象条件、水温、栄養塩類などの変化を重要視するもので、季節的に成層化する湖沼や海域では地形や流動条件にも注目する必要がある。後者は、個々の藻類種の発生条件、運動性、増殖の生理を対象とする。こうした個々の現象に焦点をあてた研究・調査は勿論必要であるが、総合的な立場からの検討が、富栄養化のように複雑な因果関係を持つ現象へのアプローチとしてより重要であると考えられる。さらに、これらの影響要因を特定し、定量化したうえで富栄養化現象の解析・予測に適したモデルの開発・利用が、現象把握、解析にとどまらず、種々の富栄養化防止対策の効果の評価など水質管理上、緊急かつ重要な研究課題となっている。

## 2. 藻類の異常増殖現象の影響要因について

湖沼など閉鎖性水域における藻類の異常増殖現象については、何をもって異常増殖とみるかについて明確な判定条件は無く、研究者によって赤潮発生とする限界のとり方はまちまちである。例えば海洋における赤潮では、個体数10000cells/ml以上を赤潮と呼ぶようであるが、発生する藻類が異なればその判定規準も異なる<sup>3)</sup>。湖沼などで発生する水の華



については、特に判定規準はないが、正常な状態に比べ水の色が藻類により変化した時に発生したとされる。水道原水として湖沼水を利用する場合では、原水の水質管理の点から、個体数の急激な増加に伴う臭気発生、濾過池の閉塞などの障害対策上目安となる個体数が設定されている。淡水赤潮と呼ばれるUroglenaでは、300群体/mlがその警報規準（滋賀県）とされている。カビ臭の原因藻類と考えられているAnabaena sp.では100～300 個体/mlの出現が水質管理上の警戒規準の一応の目安となっている。

藻類の増殖には、多くの要因が関係しているが、これらの要因を同定し定量的評価を行うことが、藻類動態、特に異常増殖現象を把握し予測するためには必要であり、現在までそれらの要因について多くの研究事例が見られる。異常増殖も含めて、藻類増殖の影響要

表1 藻類増殖の制限要因に関する研究例

要 因	研 究 者	対象とした藻類	備 考
I. 化学的要因 ①栄養塩類など N, P	宝月ら (1952) <sup>4)</sup> 宝月ら (1974) <sup>4)</sup> Shapiro (1973) <sup>6)</sup> Vallentyne (1970) Schindler (1977) <sup>5)</sup> Smith (1969) Thomasら (1968) <sup>7)</sup> Williams (1971) <sup>8)</sup> Kilham (1971) <sup>9)</sup> Tilman (1976) <sup>10)</sup> 渡辺 (1983) <sup>11)</sup>	<u>Microcystis</u> 赤潮藻類  <u>Chaetoceros gracilis</u> 淡水産珪藻 <u>Asterionella formosa</u> <u>Peridinium</u>	・水の華出現時NH <sub>4</sub> -N、NO <sub>3</sub> -Nは痕跡程度まで減少、NO <sub>3</sub> -Nは0.002～0.01mg/ℓ、PO <sub>4</sub> <sup>3-</sup> は0.01mg/ℓまで減少。 ・栄養塩は痕跡程度まで減少。 ・Pが主要な制限要因、CO <sub>2</sub> は制限とならない。 ・Pが主要な制限要因、CO <sub>2</sub> は制限とならない。 ・Si濃度と珪藻の優占種には相関あり。
②CO <sub>2</sub>	Lange (1967) <sup>12)</sup> Kuenzel (1969) <sup>13)</sup> King (1970) <sup>14)</sup> Powers (1972) Shapiro (1973) <sup>6)</sup>	藍藻類	・藍藻類によるブルームは細菌の有機物分解によるCO <sub>2</sub> 供給が制限要因。 ・藍藻は緑藻に比べて低濃度でもCO <sub>2</sub> の吸収効率が良い。 ・CO <sub>2</sub> は増殖に必須だが、制限要因とはならないことを立証。
③有機物（尿素）	岩崎 (1969) <sup>15)</sup>	<u>Phodionas ovalis</u>	
④生長促進物質 ・土壤抽出物 ・ビタミン類 ビタミンB <sub>12</sub> " " "	Gerloff (1969) <sup>4)</sup> Pringshein (1946) <sup>4)</sup> 岩崎 (1968) <sup>4)</sup> Provasoli (1963) 大和田 (1974) <sup>16)</sup> Droop (1968) <sup>95)</sup> 渡辺 (1982) <sup>11)</sup> Swiftら (1974) <sup>94)</sup>	<u>Microcystis</u>   <u>Monochrysis lutheri</u> <u>Peridinium</u> <u>Thalassiosira pseudonana</u> <u>Monochrysis lutheri</u> <u>Isochrysis galbana</u>  <u>Chaetoceros gracilis</u>	・熱に不安定な生長促進物質の存在を示唆。 ・藻類培養に際して土壤抽出物が生長を促進。 ・調べた藻類の67%が何等かのビタミンを必要とし、その半数以上はB <sub>12</sub> を必要とする。 ・培養実験によるビタミンと増殖の関係を評価。 ・Monod式でビタミンB <sub>12</sub> と増殖速度の関係を検討。 ・藍藻類はN固定にFeを必要とする。

因としては、大別して化学的要因、生物学的要因、物理的要因に分類される。各要因についての既存の研究について整理したのが表1である。多くの研究では単一の要因を制御することによって実験的に、その要因の増殖への影響度を推定する方法が取られている。自然水域における藻類増殖では、個々の要因が単独で増殖を促進したり、抑制したりする場合は極めて稀であり、多くの場合複数要因が相互に影響を及ぼしつつ、増殖に影響を与えていると考えられる。このため、複数要因を制御し、それらの複合的影響についての研究もみられる。複数要因の藻類増殖に与える影響についての研究を整理したのが表2である。以下各要因と異常増殖との関係について概観し、異常増殖の把握及び予測に重要な要因について整理する。

表1 続

要 因	研 究 者	対象とした藻類	備 考
Ⅱ. 生物学的要因			
①生物学的 種特異性			・物理・化学的要因に対する生理特性。
②細胞の形態、 大きさ			・細胞を取り巻くゼリー様物質への栄養塩の吸着。
③膜構造	Okino (1973) <sup>20)</sup>	<u>Microcystis</u>	・ガス胞による浮上・沈降特性。
④浮上性、沈降性	岡田ら (1981) <sup>22)</sup> Reynolds (1972) <sup>23)</sup>	<u>Microcystis</u>	
⑤運動性	門田 (1979) <sup>24)</sup>	<u>Uroglena</u>	・鞭毛による遊泳性
⑥藻類の相互作用	Tilman (1977) <sup>19)</sup> Murphyら (1976) <sup>17)</sup> Lam ら (1979) <sup>18)</sup>	<u>Anabaena flos-aquae</u> 藍藻類と緑藻類	・光、有機物、栄養塩に対する競合。 ・増殖抑制物質の排泄による他藻類の増殖抑制。
⑦動物プランクトンとの相互作用			・動物プランクトンの代謝物、排泄物(尿素)による増殖促進
⑧細菌類との相互作用	Rhee (1972) <sup>30)</sup> 尾崎 (1984) <sup>37)</sup> Lange (1967) <sup>12)</sup> Kuenzel (1969) <sup>13)</sup>	<u>Scenedesmus</u> sp. <u>Pseudomonas</u> sp. <u>Anabaena</u> 硝化菌	・細菌の有機物分解によるCO <sub>2</sub> 供給が律速。
⑨栄養塩の体内蓄積	Gerloff (1954) 岡田ら (1979) <sup>25)</sup> Kuentzler ら (1962) <sup>26)</sup>	<u>Microcystis</u> <u>Microcystis</u> <u>Phaeodactylum</u> <u>tricornutum</u>	
Ⅲ. 物理的要因			
①水温	Thomas (1966) Rodhe (1948) Jørgensen (1968) Goldman ら (1964) <sup>27)</sup> Eppley (1972) <sup>28)</sup>		・水温により増殖速度、光合成速度が変化。
②照度(日射量)	Hogetsu ら (1959) <sup>41)</sup> Okino (1973) <sup>20)</sup> Madduxら (1964) Liouら (1982) <sup>29)</sup>	<u>Microcystis</u> <u>Skeletonema</u> <u>Microcystis</u>	・増殖盛期には強光阻害が認められない。 ・高い光合成能、強光阻害なし。 ・水の華の増殖初期に高い光合成能。 ・照度が光合成速度に影響。
③水の流動性 混合 流れの乱れ	Bella (1970) Lund (1966, 1971) <sup>38)</sup>		・混合によるCO <sub>2</sub> 栄養塩の循環。 ・風による垂直方向の混合により増殖に適した状態となる。

表2 複数の制限要因の影響に関する研究

研究者	制限要因	対象とした藻類種など
Eppleyら (1971) <sup>93)</sup> Viner (1973) <sup>99)</sup>	N, 光 (明暗条件) P, N	・ <i>Skeletonema costatum</i> , <i>Coccolithus huxlevi</i> ・ 自然水中の混合藻類を利用 (動物プランクトン, 細菌類を含む系) ・ 自然水中の混合藻類を利用 (Sargasso海)
Menzelら (1963) <sup>92)</sup> Tailb ら (1973) Palmenら (1975) Droop (1974) <sup>90)</sup> 1975) <sup>95)</sup> Rhee (1978) <sup>30)</sup>	P, N, Fe NO <sub>3</sub> <sup>-</sup> -N, 光 P, ビタミンB <sub>12</sub> P, N	・ <i>Chlamydomonas reinhardtii</i> ・ <i>Monochrysis lutheri</i> ・ <i>Scenedesmus</i> N / P < 13.5 : N 制限 N / P ≥ 13.5 : P 制限
Feuillade ら (1975) Cooneyら (1976) <sup>32)</sup>	P, N C+N, N+P	・ <i>Oscillatoria rubescens</i> ・ <i>Enterobacter aerogenes</i> , N, P 双方の制限はPのみの制限より metabolic excretion を抑制する。
Talling (1979) Ahlgren (1980) <sup>33)</sup> Jones (1966)	水温, 光, CO <sub>2</sub> N, P 光, 栄養塩	・ <i>Asterionella formosa</i> ・ <i>Oscillatoria agardhii</i> ・ <i>Carteria</i> sp.: 照度が低いとN, P 濃度は藻類増殖に影響しない, 中程度の照度では増殖速度はN, P 濃度が高い程大きくなる。
Young ら (1980) <sup>34)</sup>	光, P, CO <sub>2</sub>	・ <i>Anacystis nidulans</i>

## ①化学的要因

湖沼の富栄養化の程度は、一般には、窒素・リンの栄養塩類の濃度により表される。Vollenweider (1968) によれば<sup>35)</sup>、総リン、無機態窒素濃度に応じて、表3のように湖の栄養度が分類されている。リン・窒素濃度の高い湖沼では、藻類をはじめとした水生植物の一次生産量が増大し、富栄養化の進んだ湖沼では特定の藻類種の異常増殖現象が見られる。藻類の増殖には、リン、窒素が不可欠であり、これらの栄養塩類が増殖現象の基本的要因となっていることは、一般に認められているところである。

CO<sub>2</sub> も藻類の光合成に必須の物質であり、その供給が、異常増殖の主要因であるとされた時期もあるが<sup>12) 13) 14)</sup>、現在では、CO<sub>2</sub> は必須ではあるが制限要因となることはないといわれている<sup>5) 6)</sup>。化学物質としてはリン、窒素、CO<sub>2</sub> の栄養塩の他にも有機物やビタミン、

表3 Vollenweiderによる湖栄養状態の分類

栄養状態	総リン (mg/m <sup>3</sup> )	無機態窒素 (mg/m <sup>3</sup> )
1. 極貧栄養	< 5	< 200
2. 貧—中栄養	5 — 10	200 — 400
3. 中栄養	10 — 30	300 — 650
4. 中—富栄養	30 — 100	500 — 1500
5. 富栄養	> 100	> 500

金属元素など微量栄養物質が必要であるとされる。特にビタミン、金属元素は、増殖を促進する微量栄養物質として、異常増殖を考える上で重要であると考えられる。

ビタミンは、岩崎 (1968) <sup>4)</sup> によれば、研究対象とした藻類のうち67%が何等かのビタミン類を必要とすることを報告している。また、大和田 (1974) <sup>16)</sup> は藻類の増殖試験により、ビタミンと増殖との相関関係を認めている。

微量栄養物質として金属元素類も増殖に関連する要因として注目されている。Fe、Mo等の生長促進物質として必須な元素とされるが、Moでは硝酸塩還元酵素の構成要素であり、不足すると硝酸塩の摂取に影響し、増殖の制限要因となると考えられている<sup>20)</sup>。また、Feでは窒素固定を行う藍藻類では、窒素固定にFeを必要とすることから適量のFeが存在しないと増殖制限要因となりうることが報告されている<sup>17)</sup>。鉄やモリブデンなどの金属元素は、自然水中では、多くの場合適量存在するとされるが、異常増殖時では多量に必要となるであろうことから、このような金属元素も影響要因として重要であると考えられる。また、藻類の種類によっては、SiやK、Caが増殖制限要因となっている場合もある<sup>9) 10) 11)</sup>。

栄養塩類など化学的要因では、自然水域では表1に示した個々の要因が単独で増殖に影響するとは考えられないことから、複数の要因を組合せて培養実験を行い、要因との関連が検討されている。Jones (1966) は栄養塩類と照度を取り上げ、照度が低いとリン、窒素濃度の変化は、藻類増殖に影響しないが、中程度の照度では増殖速度はリン、窒素濃度に比例すると報告している<sup>36)</sup>。Tilman (1976) <sup>10)</sup> は、珪藻類の *Asterionera formosa* の増殖にリンとSiが制限要因となりうるとしているが、Kilham (1971) <sup>9)</sup> は珪藻類でも種類によって増殖の制限濃度が異なることが、結果として、特定種が優占種になると結論している。

リン、窒素双方を制限要因として扱った研究例としては、Rhee (1978) <sup>30)</sup>、Feuilladeら (1975)、Ahlgren (1980) <sup>33)</sup> があり、各々試験対象とした藻類は *Scenedesmus*, *Oscillatoria rubescens*, *Oscillatoria agardhii* を採用している。対象とする藻類種がかわれば、影響する要因もその影響度も異なることが特徴である。

## ②生物学的要因

自然水域は、藻類、高次捕食者、細菌類など極めて複雑な生態系を形成しているため、



藻類相互の関連とともに、細菌、動物プランクトンとの関係についても研究が進められている。Microcystisなどは、藻体周囲にゼリー状の物質があるために懸濁態の栄養塩を吸着出来、栄養塩摂取が他の藻類に比べて容易であると同時にガス胞による浮上性を有し、水表面にマット状にひろがることにより照度条件を改善することが認められている<sup>22)23)</sup>。

また、淡水赤潮の原因藻類であるUroglena americanaでは、鞭毛により運動性を有するため、水中で増殖したUroglenaが浮上・沈降しながら水の動きに伴って、一定の水域の表層に集積し、赤潮を形成すると考えられている<sup>24)</sup>。

藻類と他の生物との相互作用も重要である。藻類の相互作用については、なぜ、一部の特定の藻類種だけが、他の藻類の生育を押さえて、優占的に増殖するかが問題であり、Murphyら (1976) <sup>17)</sup>は、藍藻類のAnabaena flos-aquaeは、Anabaenaにとっては増殖促進物質となるが、他の藻類種にとっては阻害物質となるような物質を排泄するためとし、Feが関連すると推論している。また、Rheeら (1978) <sup>31)</sup>は、藻類体を構成する N:P 比が、種間の競合または、共存にとって重要であると主張し、N:P 比により、1種優占或いは2種共存の系が成立するとしている。しかし、これに対し、渡辺 (1983) <sup>11)</sup>は、N:P 比による種間の競合或いは、共存は、対象となった藻類種すべての増殖がリン、窒素だけに制限されていることが前提として必要であり、自然水域では種及びその生理的特性を考慮すれば、非現実的であると反論している。種間競合、共存については、藻類種の栄養塩濃度に対する利用可能性に着目した研究がみられる<sup>18)19)</sup>。

動物プランクトンとの相互作用については、捕食による減少と動物プランクトンの代謝物、尿素などの排泄物が増殖を促進することなど2つの側面をもつが、動物プランクトンの生理条件などの研究も少ないことから、両者の相互作用についての研究は殆どみられない。

細菌類との相互作用については、細菌類が生物の遺体や有機物質を分解して無機化合物とし、さらに、これを酸化或いは還元して、藻類の栄養源となる種々の栄養物質を作り出す働きをもつため、細菌類との相互作用は自然水域では重要な要因とかがえられるが、異常増殖時ではいかなる関係にあるかは不明である。Kuentzelら (1969) <sup>13)</sup>は、細菌類による有機物分解によるCO<sub>2</sub> 供給が藻類増殖の制限要因であるとしたが、先述のようにCO<sub>2</sub>は制限要因となりえないことが立証されている。

また、尾崎 (1984) <sup>37)</sup> は、自然水中の藻類と硝化菌の關係に注目し混合培養試験により、自然水域においては藻類増殖は硝化菌の影響を受けていると類推している。

生物学的な要因として、藻類の栄養塩の蓄積機能も重視されている。Microcystis では、栄養塩類を一次的に体内に蓄積し、 $\text{PO}_4^{3-}\text{P}$  の供給がなくても、これを利用して分裂を継続することができ、実際に藻類細胞中のリン濃度は著しく変化することが認められている。<sup>25)</sup> しかしながら、細胞内ヘリンが蓄積する性質は、他の藻類にもかなり広く認められるものであり、異常増殖するものに限られたものではないことも指摘されている<sup>4)</sup>。

### ③物理的要因

水温、日射条件及び藻類を取り巻く自然水の流動条件も注目される。

水温は藻類の生長に必要不可欠な基本的要因として重要である。藻類は増殖に適する温度が異なるために、一般に富栄養化した湖沼では春期には珪藻類、夏、秋期には藍藻類、緑藻類、冬期には再び珪藻類が優占的に増殖する季節的変動を示す。異常増殖が問題となる Uroglena、Anabaena などとも各々発生時期は限定されている。これらの藻類種の出現及び異常増殖の予測が主たる関心事であるが、出現時期については、累積温度に関連するとした研究<sup>38)</sup> もみられる。

日射に関しては、Microcystis が異常増殖の初期、終期には強光阻害が見られるが、最盛期には強光阻害が認められず初期においては光合成速度が大きくなること、Skeletonema など高い光合成能を有するとともに強光阻害が認められないことが報告されている<sup>4)</sup>。

水の流動性に関しては、流れの乱れや、適度な混合状態が増殖を促進すると考えられている。特に強制的に混合状態とした実験によると大気中の  $\text{CO}_2$  の供給が増加するとともに、水中の栄養塩も増加する傾向にあるとの報告もみられる<sup>36)</sup>。Uroglena americana による淡水赤潮では、水温が約  $12^\circ\text{C} \sim 24^\circ\text{C}$ 、風が穏やか（風速  $1 \sim 2 \text{ m/s}$ ）で日照時間が長い日が続くと発生しやすくなり、降雨があると Uroglena の群体数は減少し、数日後に再び増加することが観察されている<sup>24)</sup>。

### 3. 藻類動態モデルについて

富栄養化の現状を把握するだけでなく、その進行状況を予測したり種々の対策の効果を評価する場合には、数学モデルが有効な手段となる。富栄養化の数学モデルとしては、リ

ン負荷モデルに代表される統計的（帰納的・経験的）モデル<sup>39)</sup>と、湖内の藻類増殖の動力学や水質反応を基礎とした藻類動態（演繹的・機構論的）モデルに大別される<sup>40)</sup>。

藻類の異常増殖現象など短期的・局所的な生物現象の解析には後者の生態系内における生物の変化を機構として表現した藻類動態モデルが現象予測の方法として注目される。ここでは、後者の動態モデルについて既存の研究を整理・概観する。

### 3.1. 決定論的モデル

既存のモデルの大半は決定論的モデルである。湖沼の藻類動態を中心とした富栄養化現象の解析・予測モデルを以下の視点から整理してみる。

#### ①対象とする生態学的要素

湖生態系の一次生産量を担う藻類現存量を基本的要素としているモデルが多く、藻類の増減に関係する窒素・リン・炭素などの栄養塩類、藻類の捕食者としての動物プランクトン現存量を取り上げるのが、一般的である。さらに増殖促進物質として、ビタミン、微量元素などを取り上げる例や、硝化菌などの細菌類<sup>41)</sup>、高次捕食者としての魚類<sup>42)</sup>をとりあげる例も僅かであるが見られる。

生態学的要素を多く取り上げるほどモデルは複雑、大規模化するが、要素数の多少により少変数モデルと多変数モデルに分類される。少変数モデルは生態学的要素のうち、藻類量、栄養塩としてのリンなど支配的な要素で代表させるもので、他の関連要素の影響については係数値に含める形で簡単化している。多変数モデルは、生態学的な要素を多数取り上げ、それら要素間の動的平衡を組み入れた上で要素の量的保存式を連立させるモデルである。

#### ②水理過程の取扱い

多くのモデルが生態学的要素間の関連を重視しており、移流、拡散、沈降等の水理的現象は、移流による物質交換という形で極めて簡単化されるか無視される場合が多い。水理過程を重視したモデルとしては、岩佐・松尾ら（1981）<sup>43)</sup>、Lam ら（1978）<sup>44)</sup>、Somlyódy（1982）<sup>45)</sup> などがある。

#### ③生物学的過程<sup>46)</sup>

藻類量、動物プランクトン、栄養塩の変化は次式により表現されるのが一般的であり、モデルにより各項が省略される場合もある。

i. 藻類量 (クロロフィル濃度, 個体数濃度など)

$$\text{増殖速度} = [ (\text{増殖速度}) - (\text{死滅速度}) - (\text{捕食速度}) ] \times (\text{藻類濃度})$$

ii. 動物プランクトン濃度

$$\text{増殖速度} = [ (\text{増殖速度}) - (\text{死滅速度}) - (\text{捕食速度}) ] \times$$
$$(\text{動物プランクトン濃度})$$

iii. 栄養塩濃度 (窒素, リン)

$$\text{消費速度} = (\text{藻類増殖に伴う変化速度}) + (\text{藻類, 動物プランクトンの死滅・}$$
$$\text{分解に伴う変化速度}) + (\text{動物プランクトンの排泄に伴う変化速度})$$
$$+ (\text{分解速度}) + (\text{流入, 溶出速度})$$

とくに藻類増殖速度に関する項は, 栄養塩濃度に対しては Monod 型の関数で表現されるのが一般的であり, 窒素・リンを同時に制限要因として考慮した例も見られる。水温, 日射量に対しては, 一次比例型関数, 高温阻害, 強光阻害を考慮した指数型関数で表現される場合が多い。

生物学的過程を記述する式中の関数並びに係数は多くの場合, 文献値から類推することが多く, 解析, 予測の対象とする湖の生物学的現象を十分代表化していない事も多いが, これらの係数値は, 一つの目安として使用され, 実際にはモデルの感度分析をとうして修正して利用される。

#### ④空間的, 時間的スケール

空間的には, 対象水域を 1 個ないし, 数個の完全混合域とみなし, 藻類, 栄養塩濃度は平均的に扱うモデルが一般的である。対象水域を空間的に細分化することは, 水理的過程を取り扱うには有利となる反面, モデルが複雑化する。時間的スケールに関しては, 藻類の時間的変動に季節性が卓越することから, 比較的スケールの長い 1 年, 或いはそれ以上を対象期間に設定することが多い。

以上のモデルの評価項目に加えて, モデル化の目的及び異常増殖現象の予測の可能性について既存のモデル研究を一覧としたのが表 4 である。研究例の多くが現象再現とともに, 富栄養化防止対策の評価, 環境影響の評価をモデル化の目的として設定している。異常増殖の時間的・空間的再現性については, モデル適用の結果を検討して言及している例 (50, 53~56) もみられるが, 現象の再現はかならずしも成功していない。



表4 藻類動態モデル (決定論的モデル) 研究事例

提 案 者	モデル化の目的	一次生産量の指標	増殖制限要因	水理構造	備 考
Thomann ら (1975) <sup>47)</sup>	Ontario 湖の富栄養化のシミュレーション予測	クロロフィル a	水温, 日射量, N, P	3 次元 (67 セグメント)	
土木学会 (1975) <sup>48)</sup>	現象記述, 将来予測	クロロフィル a	水温, 日射量, N, P	3 ボックス	
Jørgensen (1976) <sup>49)</sup>	富栄養化の解析	藻類濃度	水温, 日射量, N, P, C	1 ボックス	
合田・海老瀬 (1977) <sup>50)</sup>	現象再現, 環境影響評価 (平均的な季節変化パターン)	移流方程式: クロロフィル a 捕食モデル: 藻類濃度	水温, 日射量, N, P	2 次元 1 ボックス	
Law and Halfon (1977) <sup>44)</sup>	空間的・時間的なリンの挙動と一次生産量の把握	生体中の酸素量	水温, 日射量, P	3 次元	ブルームの定性的検討
宗宮ら (1978) <sup>51)</sup>	現状肥測, 将来予測, 富栄養化防止対策の検討	クロロフィル a	水温, 日射量, N, P	1 ボックス	
岩佐ら (1981) <sup>43)</sup>	現象再現	クロロフィル a	水温, 日射量, N, P	2 次元	
Los (1980) <sup>53)</sup>	異常増殖時の優占種の平衡最大増殖量の推定	クロロフィル a	水温, 日射量, N, P 藻類間の相互作用	1 ボックス	梯形計画法の適用
Scavia (1980) <sup>52)</sup>	物質循環の把握	生体中の炭素量	水温, 日射量, N, P Si	1 ボックス	
岡田ら (1983) <sup>54,55,56)</sup>	Microcystis のブルームの再現	クロロフィル a	水温, 日射量, N, P	鉛直 1 次元	Microcystis の浮上特性をモデル化
松岡 (1984) <sup>42)</sup>	現象肥測, 富栄養化防止対策効果の評価	クロロフィル a	水温, 日射量, N, P	4 ボックス	

### 3.2. 確率論的モデル

#### ①不確実性の存在とその評価

藻類と環境との生態学的関係では、各々固有の変動ばかりでなく藻類と生育環境との相互作用にも変動があり、これらをモデル化するためには、その変動の性質を適切な確率的関係として把握することが重要であることが指摘されている<sup>57)</sup>。これらの変動は、「不確実性」と一般に呼ばれ、確率によって定量的に評価される。藻類動態の確率論的モデルは、こうした自然現象のもつ不確実性を評価し藻類変動を予測しようとするものである。

確率論的モデル化に際して評価すべき不確実性要因について整理すると、

- (a)自然現象の不確実性
- (b)試料採水（サンプリング）に關与する不確実性
- (c)試料測定に關与する不確実性
- (d)モデルに關与する不確実性
  - ・モデル構造
  - ・モデル状態変数
  - ・モデル係数（パラメータ）
  - ・初期、外力・境界条件
  - ・モデル出力（推定値）

これらの不確実性要因の相互関係について図1に示した。

(a)自然現象の不確実性：自然水中での藻類増殖を対象とする場合では、増殖そのものに見られる変動や、水温・日射量などの日間・季節変動、湖流動に起因する流下・拡散など環境条件の変動によるものと、増殖現象が未だ十分精確に解明されていないために生じる不確実性が存在する。

(b)試料採水（サンプリング）の不確実性：動態モデルの開発には、湖内の藻類、栄養塩類の変動に関する多くの情報が必要となるが、連続的かつ全ての地点についてサンプリングすることは不可能であり、実際には離散的に限定された地点で、ある瞬間の水質なり藻類現存量を把握しうるに過ぎない。

(c)測定に関する不確実性：一般には測定誤差と呼ばれ、試料の処理や、分析に際して生じる不確実性である。

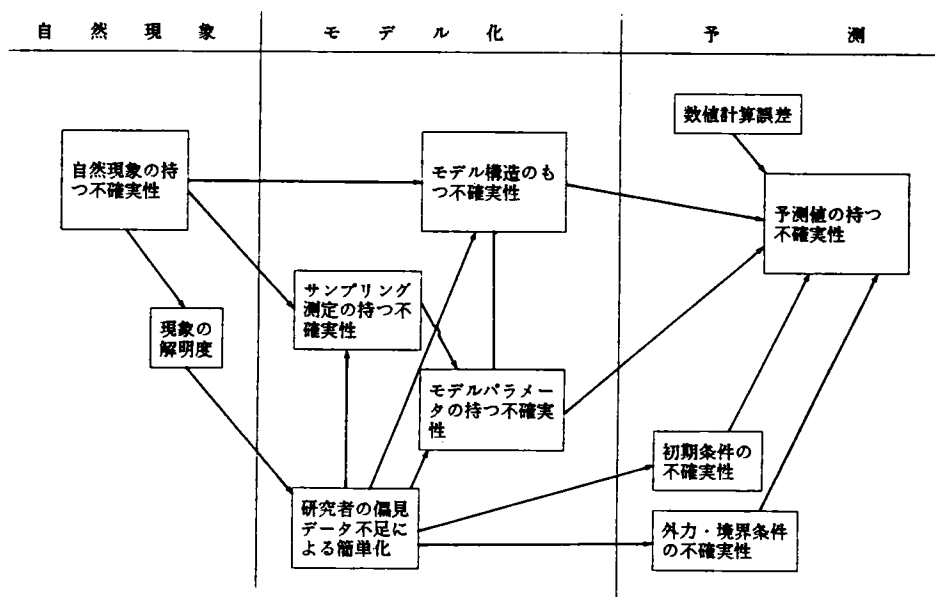


図1 自然現象のモデル化過程における不確実性要因 (Finney ; 1982)<sup>87)</sup>

(d)モデルに關与する不確実性：数学モデルが實際の現象を完全に表現することは出来ず、モデル構造が不確実性要因の一つとなる。又モデルを構成する係数値も、サンプリング、測定時の不確実性を内包するデータから經驗的に決定される。初期・外力・境界条件は、例えば、水温、日射量の変動などであり、数学モデルの運用上重要な因子となる。モデルの状態変数の選択は、生態系を構成する要素の内いづれを取り上げるかに関係する。本来複雑な生態系を2,3～数百の要素で代表化していることから採用しない他の要因の影響は無視することになり、間接的にはあるが不確実性の要因となる。このようにモデルの構成要素に關与する不確実性のために、モデルの出力（推定値）にも不確実性が伝播することになる。

モデル化に際して生じる不確実性(d)や、データ収集時の不確実性(b)、(c)は、自然現象の持つ本来的な不確実性が原因となってサンプリングの過程やモデル化の過程にその変動が

伝播した結果生じていると考えられる。しかし、自然現象そのものの持つ不確実性を解析することは、非常に困難なことであること、またサンプリング、測定に関する不確実性はモデル化の際に生じる不確実性に比べ相対的に小さいことなどから、藻類動態の確率論的モデルでは、モデル化に関する不確実性を評価した研究例が殆どである。しかしモデル構造自身に関する不確実性の検討については、研究事例は皆無に等しい。

## ②確率論的モデルの分類

確率論的モデルは、以上に示した不確実性要因のうち、どの要因を取り上げ、どういった手法を適用するかによって分類することができる。まず確率論的モデルを一般的に次のように表現する。動態モデルを構成する要素（状態変数）を  $y = (y_1, y_2, \dots, y_p)$  とベクトル表示すれば、要素間の関係は次のように連立常微分方程式系として一般的に表すことができる。

$$\frac{dy}{dt} = f(y, x, \beta, \epsilon) \quad 1$$

ここで、 $y$  : 状態ベクトル ( $y_1, y_2, \dots, y_p$  :  $p$  は取り上げる状態変数の数)

$x$  : 環境条件（外力），境界条件ベクトル

( $x_1, x_2, \dots, x_m$  :  $m$  は取り上げる環境・境界条件の数)

$\beta$  : モデルを構成する係数（パラメータ）

( $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$  :  $n$  は係数の数)

$\epsilon$  : 確率変動を表す誤差項 ( $\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_p$ )

既存の研究事例で検討されている要因は、(a)初期条件、(b)外力関数（日射量、水温、循環等）、(c)係数値及び速度定数（パラメータ）などモデル化に関与する不確実性が中心である。初期条件については、一般に測定の不確実性に原因するとKremer (1983)<sup>63)</sup> は述べている。また、安定な動態モデルでは、初期条件の変動には支配されないことが、Tiwareiら (1976)<sup>64)</sup>、Scavia (1981)<sup>67)</sup> によって報告されている。

外力条件については、決定論的モデルでは例えば滑らかなsin関数などで与えられるが、場合によってはランダムな変動を乱数により表現し、重ねあわせることによりシミュレーションが実施されることもある。外力条件の変動の予測値への伝播は、初期条件と同様係数値の変動に比べ影響力が相対的に小さいとされている<sup>65)</sup>。

係数値及び速度定数などモデルを構成するパラメータの不確実性は、モデルの予測値に



大きく影響することは、例えば、O'Neill (1980)<sup>66)</sup> は4%のパラメータ変動が、推定値の変動として12%~40%となることを示し、予測結果として±40%の変動を引き起すようであるならば、この生態系モデルの予測は余り信頼性がなく、水質管理などの意志決定プロセスには利用しえないと指摘している。

既存の研究事例は、大半が上記3つの不確実性要因を対象とし、その評価を主たる研究目的とした確率論的モデルであり、これらを用いた手法により分類すると、

(a)感度分析

(b)Monte Carlo シミュレーション

- ・初期状態で任意の確率分布に従う乱数値を与える方法
- ・時間的に任意の確率分布に従う乱数値を与える方法

(c)確率微分方程式

(d)分散伝播方程式

(e)遷移確率

各手法の概要と扱いうる不確実性要因、長・短所、研究事例を整理して表5に示した。

感度分析は、モデルを構成するパラメータの微小変化が状態変数にどの程度影響するかを定量的に検討するもので、動態モデル化では、多くの場合キャリブレーション（修正・改良）過程で実施される。感度係数  $\frac{dy}{d\beta}$  を  $f(y, x, \beta, \varepsilon)$  より求めたうえで、状態方程式（1式）と同時並行して数値的に解かれる。感度係数は、状態方程式が複雑となり、状態変数の数が増加する程、解くべき式の数がべき乗で増加するために計算が困難となる。富栄養化モデルに適用した例では、Kremer (1983)<sup>63)</sup>、Gardnerら (1980<sup>60)</sup>、1981<sup>61)</sup>）、Jarmarら (1979)<sup>59)</sup>）、Summersら (1981)<sup>62)</sup>）、Peterman (1977)<sup>58)</sup>）が挙げられる。

Monte-Carlo シミュレーションは、高速・大容量の計算機の普及とともに、概念的・技術的に簡単なことから、その適用事例も比較的多い。基本的には、不確実性が存在する初期条件・パラメータ・外力条件をそれらの確率分布特性に応じて乱数を発生させ、決定論的モデルを多数回実行し、その実行結果を集計することによって予測値の確率分布及び期待値・分散等を得る方法である。Scavia (1981)<sup>67)</sup>、Gardner (1981)<sup>60)</sup>、O'Neillら (1980)<sup>66)</sup>、Fedra (1981)<sup>68)</sup>、Halfon (1981)<sup>78)</sup>の例が見られる。また、Tiawariら (1978)<sup>40)</sup>は、6要素の湖生態系モデルを次に述べる確率微分方程式で表現し、解法としては上記の

表5 湖沼の藻類動態モデル（確率論的モデル）の分類

方 法	不確実性要因	特 徴	研 究 者
感度解析	パラメータ	目的：モデルパラメータの重要度評価 方法：感度係数の計算（解析解・数値解） 長所：パラメータ値の分散，分布が不要 短所：パラメータは独立して変化させる／パラメータの増加につれ計算量が増大する	Jamartら (1979) <sup>59)</sup> Gardner ら (1980 <sup>60)</sup> 1981 <sup>61)</sup> Summers ら (1981) <sup>62)</sup> Kremer (1983) <sup>63)</sup> Petermann (1977) <sup>64)</sup>
Monte-Carlo シミュレーション	初期条件 パラメータ 外力・境界条件	目的：モデルパラメータの重要度評価／測定困難なパラメータの最確値を得る／状態変数予測値の確率分布を得る 方法：初期条件・パラメータ・外力・境界条件に乱数を与え，決定論的モデルを多数回実行，或いはパラメータに時間的に乱数を与える 長所：計算機により容易に解が得られる／多次元確率分布する乱数により相関を持つパラメータ変動を評価しうる 短所：パラメータの確率分布は一般に未知／少なくとも300-10000 回程度の試行が必要	Gardner ら (1981) <sup>61)</sup> Tiwarira (1976) <sup>64,65)</sup> O'Neill ら (1980) <sup>66)</sup> Scavia (1981) <sup>67)</sup> Fedra (1981) <sup>68)</sup> Halfon (1983) <sup>78)</sup>
確率微分方程式	初期条件 パラメータ 外力・境界条件	目的：Monte-Carlo 法と同様 方法：連立確率微分方程式の解析解・数値解を求める 長所：線形・定常な単純な系では解析解が得られる 短所：非線形・非定常な系では数値解に依る	Padgett ら (1977 <sup>69)</sup> 1979 <sup>70)</sup> Tiwarira (1976) <sup>64,65)</sup>
分散伝播方程式	初期条件 パラメータ	目的：測定困難なパラメータの最確値を得る／状態変数予測値の分散を得る 方法：原方程式を一次近似して得られる分散方程式を連立させて数値的に解く 長所：パラメータ変動の予測値へ伝播する程度を評価しうる 短所：パラメータの不確実性が大きい場合は不適	Scavia (1981) <sup>67,71)</sup> Moore (1973 <sup>72)</sup> 1976 <sup>73)</sup> Reckhow (1979) <sup>74,75)</sup> Walker (1982) <sup>76)</sup>
遷移確率	初期条件 パラメータ	目的：状態変数予測値の確率分布特性値を与える 方法：遷移確率，キュムラント母関数により状態変数の確率予測を行う 長所：キュムラント母関数より予測値の分散を求められる 短所：系が複雑であるとキュムラント母関数が求められない	Jernigan (1980) <sup>77)</sup>

Monte-Carlo シミュレーションによる数値解法をとっている。

確率微分方程式による方法は、系が線形、定常の場合については、Soong (1973)<sup>79)</sup>をはじめとした研究者により解析解が詳しく検討されているが、系が非線形、非定常な複雑な場合には数値的に解かざるを得ない。数値解を得る方法としては、上述のTiwariらの例のようにもとの微分方程式にもとづきMonte-Carlo シミュレーションによって解く方法、或いは確率微分方程式の解であるFokker-Planck 方程式を数値的に解く方法がとられる。

分散伝播方程式は、状態変数の平衡点近傍でのパラメータ、外力の変動の影響を線形近似することにより、分散の伝播を分散伝播方程式として表現する。この分散伝播方程式を、微分方程式と同時並行して数値的に解くことにより、状態変数の時間的変動（期待値）及びその分散を計算することができる。パラメータの変動が大きい場合には、線形近似の仮定が成り立たないため方法の信頼性は低下する。本法は動態モデルに適用されるとともに (Scavia (1981)<sup>67,70)</sup>, Moore (1973<sup>72)</sup>, 1976<sup>73)</sup> など)、リン負荷モデルなど統計的モデルのパラメータ値の分散伝播特性を調べる方法として有効であり、Reckhow (1979)<sup>74,75)</sup> Walker (1982)<sup>76)</sup> の研究事例が代表的である。

#### 4. 本研究の目的と概要

本研究は湖における富栄養化現象のうち藻類の異常増殖を時間的・空間的に予測するモデルを提示し、その有効性を検証することを目的とするが、このためには大別して、①異常増殖の発生要因の推定と、その影響度の定量化、及びこれらの知見をもとに、②異常増殖現象のモデル化に関する研究が必要である。

まず、藻類の異常増殖の発生要因については、湖の富栄養化による栄養塩濃度の上昇が基本的要因（栄養条件）となった上で、先述のような化学的、生物学的、物理的要因が複合的に作用して発生することは従来の調査・研究より明らかであるが、これらの要因と藻類増殖との関係を定量しうる程十分な知見は未だ得られていないのが現状である<sup>4)</sup> <sup>24)</sup>。発生機構の解明は基本的にはある条件下で急速に成長しうる種類が、必要な条件が与えられたために異常増殖すると考える外部環境条件を重視する考え方と、環境条件の変化に伴って藻体の生理的变化が生じるため異常増殖すると考える内部環境の変化を重視する考え方があり、各々研究アプローチも異なり、前者では環境面を後者では生物学的側面を重視し

たものとなる<sup>4)</sup>。

藻類増殖の機構を検討する上で、窒素、リンの栄養塩に注目するのが一般的である。しかし、異常増殖現象では窒素、リンが十分量存在したとしても必ず発生するとは限らない。逆に増殖が制限されるであろう濃度レベル以下でも異常増殖は生じることもあり、窒素、リンのみの解析では限界もあるので、とくに潜在的増殖能を示す指標として多用される AGP に注目する。AGP (Algal growth potential) は、窒素、リンでは表現出来ない湖水の総合的な栄養度を示す指標として有用であり、例えば春季の AGP を測定すれば夏季の異常増殖を推定しようとの指摘もある<sup>80)</sup>。

窒素、リンなどの栄養塩以外のビタミン類、微量金属元素など増殖促進物質の存在も重要であり、*Anabaena* の異常増殖時では特に増殖量が多い水域が限定されるが、窒素、リンの栄養塩濃度は平常時と大きな差異は見られないことから、栄養塩類の他に増殖を刺激・促進する物質の影響が考えられ、そうした影響物質の起源としては底泥からの溶出、河川からの流入が考えられる。増殖促進物質と増殖との関係については、先述のように個々の藻類種を対象とした場合については、定量化しうる実験データが蓄積されつつあるが、この結果がそのまま自然水中の藻類に適用できるかは疑問であり、かつまた増殖促進物質の種類も同定・定量しえないものまでも含めると無数にあると考えられる。AGP はこうした物質の影響をも総合的にはあるが、表しえる点で現況把握及び予測において有効な指標であると考えられる。

また、短期的・局所的に発生するので湖内の流動条件も大きく関与していることが考えられ、先の栄養条件とともに藻類の増殖に適した外的環境を形成していると推定される。湖の流動は降雨、風などの気象条件、河川からの流入、取水或いは放流、水位などの水象条件により著しく変動する。琵琶湖南湖に関して言えば、藍藻の *Anabaena* sp. は夏期の晴天が続く南郷洗堰の放流量が少なく、水位が低下し湖水が停滞した時期に発生しやすいことが確認されており湖の流動条件が異常増殖に大いに関与していることを、定性的にはあるが裏づけている。

続いて、②のモデル化については、先述のように藻類及び栄養塩類等の生態学的関係の解析・予測については3.に示したように多くの数学モデルが提案されている。しかしながら赤潮など比較的短期間に生じる異常増殖現象を十分な精度で予測しえるまでには至って

いない。異常増殖をも含めた藻類動態の予測方法としては、1) 異常増殖機構を生物学的に説明しうる論理を予測モデルに導入するか、2) 藻類を取り巻く環境要因の変動の不確実性に着目し、その変動特性を確率的に評価し、異常増殖を発生確率が極めて小さい極値的現象として位置づける確率論的モデル化が考えられる。

藻類動態のモデル化では、後者の立場を取り異常増殖する藻類に着目し、その動態を確率的に把握し予測する方法論を提示し検証する。

藻類増殖の不確実性、及び藻類をとりまく環境変動の不確実性及びモデル自身に関する不確実性が確率論的モデル化では重要である。また、モデルの構造に着目すれば大別して、多数の現象関連パラメータを用いて極力論理的に現象を記述しようとする多変数モデルと現象を支配するパラメータのうち支配的なものだけを用いて簡単な式で表現しようとする少変数モデルがあることは、先述のとうり決定論的モデルと同様である<sup>81,82)</sup>。とくに生態系のモデルでは現象解明度、計算機の高速化・大容量化とも相まって対象とする関連パラメータが数百に及ぶことも珍しくなく、今後さらにモデルの規模が増大すると予想される<sup>83)</sup>。しかし、多変数モデルではパラメータ推定値の妥当性を保障しうる科学的知見や実測データが乏しい場合も多く、現象の再現性の点から問題も多い。

こうした多変数モデルの限界も認識されるようになり、支配的パラメータを中心とした少変数モデルの有用性も認識されつつある<sup>84,85)</sup>。本研究においてはモデル構造の点では後者の立場をとった。この理由として、異常増殖する藻類種は湖に特有な種であり、他水域における藻類の増殖能を文献値として引用、モデル化するのでは限界があるため、極力実験的に増殖特性の定量化をはかり、モデルのパラメータ、係数値として利用することが重要であること、さらに、異常増殖では短期的・面的な藻類の挙動が注目され、空間的な移動の定量化が、生態学的関係の定式化と同レベルで必要であること、が挙げられる。

以下に本研究の概要について示す。まず第I編では、確率論的モデル化の基礎となる藻類の増殖特性、及び湖内での藻類の挙動特性を解析した。

第1章では、室内での藻類培養実験により藻類増殖能の定量方法を検討した。培養実験の対象とした藻類は、異臭味水発生の原因となる *Anabaena macrospora* と、より自然に近い状態での増殖を検討するために自然水中の藻類をそのまま利用した。また、対象とした

藻類の増殖能と初期栄養塩濃度との関連について考察するとともに、AGR (Algal Growth Rate) なる新たな富栄養化状態指標を定義し、その意義、従来のAGPとの関係及び増殖能、水質条件との関係を検討した。

第2章では、増殖速度を表現するMonodモデルを構成するパラメータの不確実性に注目し、各パラメータの変動がどの程度増殖速度に伝播するかを分散伝播方程式、感度分析手法を活用し評価を行った。また、増殖促進物質の影響について既存の研究事例をもとに藻類増殖に与える影響を定量化する方法について検討した。さらに増殖の律速要因となる水質指標を現地実測値（藻類量、水質）より推定する数理的手法を提案し、その適用をはかった。

第3章では、第Ⅱ編第1章で提示するマルコフモデルの到達確率推定時に基礎となる風向・風速、放流量、水位の影響を考慮した湖流分布を推定するモデルを提示した。湖流モデルのシミュレーション結果を利用し、藻類の湖内での挙動を確率表示するために、藻類個体を浮遊粒子的挙動をとると仮定したうえで到達確率を定義し、2次元ランダム・ウォーク理論により定式化を行った。

湖流分布モデルは平均的な流れは再現できるが、実際の湖沼で観察される停滞水域、局所的な循環流（水平方向、水深方向）などを定量的に表現できない。第4章ではこれらの局所的な流れが実質的な藻類の増殖時間を長大化することから重要であり、これを渦度という水理パラメータで表現し、その有効性を確かめるため決定論的な藻類動態モデルを作成し、数値的に検討した。

第Ⅱ編では、Ⅰ編で得られた基礎的知見をもとに、マルコフモデルによる藻類動態の確率論的モデル化を行った。実水域へのモデル適用をはかるために解法上の工夫を行い、研究対象とした琵琶湖南湖へ適用し、その有効性について検討を加えた。

以下に第Ⅱ編の各章の内容について概要を示す。

第1章では、マルコフモデルによる短期的・面的藻類動態を予測する確率論的モデルを提示した。マルコフモデルでは藻類挙動を遷移確率として定式化したが、これを到達確率、増殖確率に分離することにより実水域への適用性を向上させた。

第2章では、湖沼・ダムなど貯水池系を単純化した貯水池モデルで表現し、水量変動の確率論的取り扱いについて数理的に考察した。藻類動態のマルコフモデル同様、初期、境

界条件が水量の変動のモデル化においても重要であることを示した。

第3章では、琵琶湖南湖の藻類・水質・水象・気象要因に関する長期の毎日データを利用し、臭気原因藻類の出現確率を定量化した。また各要因の影響力を推定する新たな分析方法を考案、適用し、藻類出現がこれらの要因の条件付き確率として表現されることを示した後、出現確率を予測する確率論的モデルを提示した。このモデルがマルコフモデル適用時の初期・境界条件設定に有効であることを示した。

第4章では、短期・面的予測のマルコフモデルと出現確率予測のモデルとを重ね合わせた複合的モデルについて事例的に示し、複合モデルの有効性について検討を加えた。

## 5. 研究対象とした琵琶湖南湖について

研究対象とした琵琶湖南湖は、近畿圏の水がめとしての重要な機能を担っており近年の富栄養化現象の影響は単に上水道など水資源としての価値を低下させるばかりでなく、水産、レクリエーションなど広範な影響をもたらしている。南湖は図2に示したように、北端は北湖につながり、南端は南郷洗堰を挟んで瀬田川に接続する。瀬田川への流出量は洗堰により調節されており、数10 m<sup>3</sup>/s～数100 m<sup>3</sup>/sとその量は降雨状況、湖水位状況により、適宜調節されている。本研究では、確率論的モデルの基礎的知見を得るために、時間的、空間的に極力密に現地調査（藻類、水質）を実施した。調査地点は図2に示した18地点をとりあげている。調査結果については、適宜本研究の各章で活用しているが、地点番号は一貫して図2に示したものを使用した。

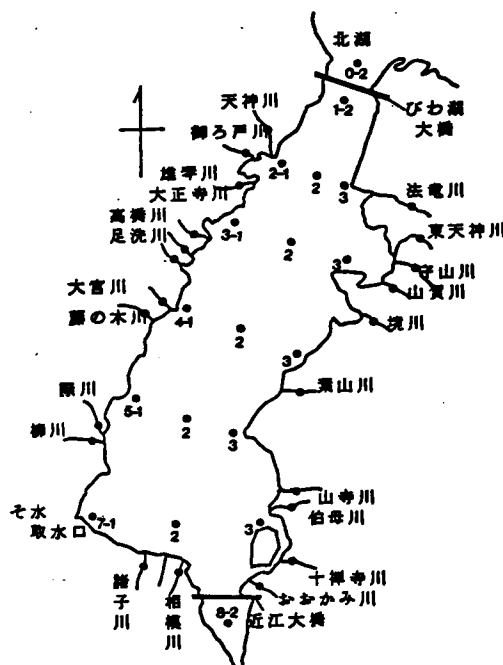


図2 調査地点 (●湖, ○河川)

## **第 I 編**

### **藻類動態の確率論的予測のための 増殖特性・流動特性分析**

第 1 章 室内実験による藻類増殖の特性分析

第 2 章 藻類増殖能の数理的表現

第 3 章 湖流動特性の分析

第 4 章 藻類動態の決定論的解析



## 第 I 編第 1 章

### 室内実験による藻類増殖の特性分析

#### 1.1. 概説

湖における藻類の動態を把握し、その予測を行うためには、自然水域での藻類の増殖特性を十分正確に把握する必要がある。特に藻類の異常増殖現象を解析対象とする場合には、臭気発生などの原因となる藻類種の増殖・死滅過程を藻類をとりまく環境要因との関連から定量化する必要がある。藻類増殖に影響する要因としては栄養塩、水温、日射量が基本的なものであり、さらに異常増殖現象の機構を解明するためには、増殖促進物質の存在や水域の流動特性と藻類増殖との関係に注目することが重要である。

自然水域における藻類の増殖速度など増殖特性を把握する方法としては室内での藻類培養実験により測定する方法や、野外（現地）で測定する方法がある<sup>1)</sup>。藻類培養試験から得られる増殖速度は増殖時の環境条件が人為的に制御されていることから、結果をもって直ちに自然水域での増殖速度とみなすことが妥当かどうかの検討が必要であると考えられる。このため極力自然に近い状態下での増殖速度を測定することを目的として、野外における測定も実施されている。しかし、自然水域での増殖特性が室内実験に比べ十分な精度で把握しえないことから、室内実験による増殖特性と自然水域での増殖特性との対応を検討した研究例は余り見られず、一般には、室内の培養実験で得た値と、培養実験に比べて栄養塩類の濃度が非常に薄い自然水域で得られた値を、大差ないものとして予測モデルに適用されている。

一方、藻類培養試験により、湖水や下水処理水などの藻類増殖の潜在能力の評価、増殖制限物質の確認などに応用される AGP (Algal Growth Potential) が湖の富栄養化状態指標としての有用性とも相まって種々の試験方法が考案され、その応用も富栄養化現象の把握だけでなく、予測、制御面へと広がりつつある。AGP は藻類培養試験により求められるが、藻類培養試験は基本的には増殖速度の測定法で用いられる方法と同様である。また、AGP 値は一般的には、増殖量が最大となる時の藻類量で示されるが、研究者によって、或

いは目的に応じて、個々に定義され利用されている。

本章ではまず、2節で従来の藻類増殖速度の測定法と藻類培養試験によるAGP 測定法及びその応用に関する研究を整理し、自然水中の藻類の増殖特性を定量化するうえで、これらの測定方法の持つ問題点を明らかにする。その後、3節以降で、藻類の動態解析のための増殖速度の定量化を目的とした、藻類培養試験法及び評価方法を提示し、実際に琵琶湖南湖に適用した結果を示す。

## 1.2. 文献的考察

富栄養化の評価は、従来、①生物の現存量（生物種・量、クロロフィル量など）、②生物の活性（光合成能、増殖速度など）、③物理的水質指標（透明度、水色など）、④化学的水質指標（栄養塩、溶存酸素量など）が用いられてきた。富栄養化の現状は、これらの指標を単独に、或いは組み合わせて用いることにより把握できる。しかし、これらの指標では下水処理放流水や家庭雑排水など種々の排水が、自然水域の藻類生産に及ぼす影響力を、富栄養化の未然防止、制御の点から評価することは困難である。

AGP（Algal Growth Potential；藻類の潜在的増殖能力）は、1956年にBringmann ら<sup>2)</sup>が考案して以来、水域の富栄養化の現状評価のみならず、予測・制御のために藻類生産の潜在的能力を定量的に表す指標として、今日まで試験方法、及びその応用に関する研究が数多くなされてきた。AGP は試水を基礎とする培養液により、ある一定の環境条件のもとで藻類の培養を行い、その増殖特性から試水の藻類生産の潜在的能力を多面的に分析・評価しようとするものであり、その測定は藻類培養試験により行う<sup>3)</sup>。以下では、AGP に関する従来の研究をもとに、試験方法、応用法、及び問題点について整理する。

AGP を測定する藻類培養試験（以下、AGP 試験と呼ぶ）は、自然水域における藻類の増殖速度など、増殖特性を測定する藻類培養試験を基本としている。自然水域における藻類の増殖特性（基礎生産量、増殖速度、死滅分解速度、被捕食速度など）を測定する方法について一覧としたのが表1-1である<sup>1)</sup>。大別して、室内実験による方法（(a)回分培養法、(b)連続培養法）、野外における測定法（(a)直接法、(b)浸漬法）があるが、表に示したように各々長所、短所があり、自然水域での藻類増殖速度を十分正確に測定する方法は、未だ

表 1-1 藻類の増殖速度の測定法 (文献 1 より作成)

	概 要	長 所 と 短 所	改 良 法
室内実験法	・ 一定容器内で、実験期間中培養液をとりかえないで培養	長：従来最も良く用いられている方法 短：純粋培養／栄養塩濃度が高濃度／環境条件の変化（栄養塩、代謝物、老廃物）	・ 混合培養（他の藻類、動物プランクトン） ・ 培養条件を自然条件に近づける一藻類の個体数密度の減少／透折膜などにより低濃度の栄養塩や有機物で培養、測定する
	・ 容器内の培養液の一部を絶えず新しいものに交換しながら、培養を続ける方法	長：物理、化学的培養条件を一定に保てる／比較的low濃度の栄養塩濃度で長時間培養可能 短：操作・装置にかなりの手間がかかる	・ low濃度の培養液や自然水を透過したものを希釈水として測定する
野外における測定法	・ 自然水域で直接的に藻類数・種を測定し、その時間的な変化から増殖速度を求める	長：水塊が移動せず、均一に分布する水域では藻類の純増殖速度の測定に有効 短：水塊の移動、混合、藻類の浮上、沈降がある場合は無効	・ 水塊の移動やプランクトンの移動を考慮した動的方法
	・ 自然水を採水し、ガラスビンなどに一定容積の容器に満たして密栓後、現地にて一定時間浸漬し浸漬前後の藻類量の変化から増殖速度を求める	長：水塊の移動、藻類の移動、不均一分布による影響をのぞける 短：容器内への試水を閉じ込めることの影響	・ 動物プランクトンの捕食作用抑制剤の添加、試水に数倍量の透過水を加えるなどの前処理により、藻類の被捕食速度や総増殖速度を測定する方法 ・ 異化量を測定し、総増殖速度に相当する純同化量を求める方法

表 1-2 自然水域での藻類増殖速度測定法の指標 (文献 1 より作成)

指 標	概 要	特 徴
① 検鏡による計数	・ 顕微鏡下で直接的に格子状の目盛のついたスライドグラスをもちいて個体数を計測	・ 種別藻類数が得られる ・ 計測に非常な労力と時間を要する（多数の試水の計測には不向き）
② コールターカウンターによる計数・計量	・ コールターカウンター（自動粒子数、粒子量測定器）を用いて、水中の粒子をサイズベツに計数・計量する	・ 短時間で多数の試水の計測が可能 ・ 藻類の種別、デトライタスを区別できない
③ 濁度	・ 光度計により濁度を計り、藻類数を推定する	・ 操作が容易 ・ 細菌、デトライタスなども濁度に影響を与える
④ クロロフィル a	・ 藻類の光合成色素であるクロロフィル a をアセトンで抽出したのち、色素の可視部の吸光スペクトルを分光光度計で測定する、或いは励起光により色素が発する蛍光を蛍光光度計で測定する	・ 操作が容易 ・ 全藻類のクロロフィル a の総量を測定し、種別のクロロフィル a 量は測定出来ない ・ クロロフィル a 量は藻類種や形状或いは同一種でも環境条件や 1 日の生理リズム、増殖段階などの生理条件によりかなり相違する
⑤ 炭素又は窒素量	・ 藻体の構成成分である炭素又は窒素量を CHN 分析計或いは TOC 計などを使って測定	・ 純粋培養の藻類では測定が容易 ・ 自然水中ではデトライタス、細菌、動物プランクトンなどが共存しているため、藻類だけの測定は困難
⑥ 同化量	・ 水中の溶存酸素の増減を調べる酸素法と C 又は N でラベルした炭酸塩、又はアンモニウム塩、硝酸塩の取込みを調べるラベル法がある。	・ 酸素法：藻類以外の酸素消費が無視できる場合、明条件による DO の増加量（総同化量）と暗条件による DO 減少（異化量）との差から藻類の総増殖速度に相当する純同化量を求めることができるが、実際には細菌、動物プランクトンによる異化量は無視できない。 ・ 自然水域では、かなり富栄養度の高い水域を除いては、DO の増減量が少なく、測定が困難 ・ ラベル法では比較的短時間で総同化量が測定できるが、総増殖量に相当する純同化量を求めるのは困難

確立されているとは言えない。また、増殖速度を測定する場合、何等かの方法で藻類自身の数、量、又は活性を測定し、その初期の量と一定時間後の変化量を求めることが必要である。増殖速度の推定に利用される藻類量指標を表1-2に示した。

AGP 試験法は、これらの増殖特性を測定する試験法の延長線上に位置付けることができる。AGP 試験法に関する初期の系統的研究であるMaloney ら (1969) <sup>4)</sup> の研究では、試験方法として、①回分培養法、②連続培養法、③現地における方法を取り上げて比較検討を加えており、操作性、再現性、経済性などの観点から、連続培養法によるAGP 測定を推奨した。その後、AGP の実用化の点で試験法として簡便な回分培養法が、米国における標準的な藻類培養試験法 (Algal Assay Procedure : AAP と略記する) <sup>5)</sup> に採用されるにおよび、以降回分培養法がAGP 測定法の主流となっているが、研究対象によっては、連続培養法、現地における測定法を採用する研究例も散見される。

米国ではその後、1974年に海水を対象としたAGP の標準試験法<sup>6)</sup> が制定され、また水質測定標準法にも採用されている。さらに1978年にはMillerら<sup>7)</sup> がAlgal Assay : Bottle

Test (AA : BTと略記する) として回分培養法によるAGP 測定法を集大成している。AA : BTでは種々の化学物質の毒性試験法としての応用も検討されている。米国でのAGP 試験の標準化及び応用に関する勢力的な研究をはじめとして、表1-3に示すようなAGP の試験方法に関する研究により、AGP の基本的な手法については、ほぼ確立しつつある。しかし、試験法が実用化され、その応用範囲が拡大し、測定法の改良が行われるに従い、目的と測定法との対応及び応用の可能性、限界などについての研究も必要とされるに至り、AGP 試験法自身の評価を目的とする研究も進められている<sup>8) 9) 10) 41)</sup>。AGP 試験法については、次の諸点に留意することが必要であることが指摘されている<sup>3)</sup>。

- ①供試藻類種の選択
- ②培養容器 (容量、試水量)
- ③試水の前処理、培地の選定
- ④培養条件、期間
- ⑤評価方法

また、AGP の応用例としては、大別すると次の4つが挙げられる。

①下水処理水の評価

②自然水の評価

③制限栄養塩の推定

④栄養塩の利用可能量

これらのAGP の応用では、AA：BTなどの米国の標準試験法を用いたり、研究者によってはこれを改良したり、連続培養法や現地における測定法など新たな方法を考案し利用することが行われている。応用目的は試験方法と不可分なものであるので、ここでは既存のAGP に関する研究を応用目的及び試験方法の点から整理した（表1—3）。既に開発された試験法を用いた応用面に関する研究については1.2.2.に応用研究事例として示した。

1.2.1. AGP 試験法に関する研究

表1—3に示したAGP 試験法を、培養環境（室内実験〔回分培養、連続培養〕か、現地実験か）及び供試藻類種（試水に接種する藻類が標準的に利用される種か、それ以外の種か）の2点から研究を分類してみると表1—4を得る。表1—4中、特定藻類とは、AGP 試験法に1965年Skulbergが供試藻類として利用して以来、各国で利用され、米国ではAGP 試験法の標準藻類となっている緑藻類のSelenastrum capricornutum 及び準標準種として利用される藍藻類のAnabaena flos-aquae、Microcystis aeruginosaを指す。また、不特定藻類とは、標準、準標準種以外の藻類を利用しているもので、例えば、解析対象とする湖沼に優占的に増殖する藻類や大量発生が水質管理上問題となる障害藻類が挙げられる。混合藻類は、前述の特定、不特定藻類のうち数種を混合して供試藻類として接種する場合や、純粋培養種の代わりに、自然水中の藻類をそのまま利用する場合を指す。

藻類培養試験法の具備すべき性質としては、①操作の簡便性、②装置が簡単で経済的、③精度が良く再現性が有ること、④場所的な変動が少ないこと、⑤自然状態（環境）に結果が応用しうること、が指摘されている<sup>4)</sup>。回分培養によるAGP 試験がこれらの条件を満たす方法として採用され、表1—3に示したように、多くの研究例が見られる。以下では、回分培養によるAGP 試験法を中心に試験方法について検討を加える。

表1—3 藻類培養試験によるAGPの研究

研究者	応 用 目 的	試 験 方 法 と 評 価 条 件				方 法	
		培養容器 (試水量ml)	前処理	供 試 藻 類	培 養 条 件	モニター指標	AGPの定義
Skutberg (1966) <sup>70)</sup>	下水処理水が放流水域に与える影響を評価	2 ℓ フラスコ (1000)	ろ過	<i>S. capricornutum</i> <i>Scenedesmus costatum</i> <i>Oscillatoria</i> sp. <i>Chlorella ovalis</i>	20℃, 5000lux, 昼とう, 期間 (14日)	細胞数	最大増殖量
Joint Indust. Government Task Force 1969	・藻類培養試験法の比較検討 (回分培養法, 連続培養法, 野外法) - PAAP	500ml フラスコ (250 : 回分培養法)	ろ過, 熱分解	<i>S. capricornutum</i> <sup>(1)</sup> <i>A. flos-aquae</i> (2) <i>M. aeruginosa</i> (3) <i>S. capricornutum</i>	24℃, 4300lux	吸光度, 乾燥重量, 細胞数, 細胞体積	最大増殖速度
Toerienら (1971) <sup>68)</sup>	・藻類培養試験法の比較検討 (回分培養法, 連続培養法) - AAP	125ml フラスコ (40) 250ml フラスコ (60) 500ml フラスコ (100)	ろ過, 熱分解	<i>S. capricornutum</i> <i>A. flos-aquae</i> <i>M. aeruginosa</i>	24℃, 4300lux (S.c.), 2152lux (藍藻), 期間 (最大増殖時迄)	乾燥重量, 吸光度, クロロフィル, 細胞 数, 総細胞C	最大増殖速度
EPA (1971) <sup>69)</sup>	・PAAPのうちの実用性の高い回分培養法を改良	1 ℓ フラスコ	ろ過	<i>S. capricornutum</i>	24℃, 3760 (or 5370) lux, x: 昼伴 (300 回/分)	乾燥重量	(最大増殖量)
Murrayら (1971) <sup>68)</sup>	・PAAPの評価 (培養液, pH, 空気補給, 光強度)	250ml フラスコ (60)	ろ過, 熱分解	<i>S. capricornutum</i> <i>A. flos-aquae</i> <i>M. aeruginosa</i>	24℃, 4303lux (S.c.), 2152lux (藍藻), 昼と う (100 回/分), 期間 (20日)	細胞数	
Payne (1975) <sup>69)</sup>	・AAPの評価 (供試藻類, 光量, 栄養塩添加, 自然水・下水に対する応答)	250ml フラスコ (60)	ろ過, 熱分解	<i>S. capricornutum</i> -長期法 <i>A. flos-aquae</i> -短期法 <i>M. aeruginosa</i> -短期法	21~24℃, 6450lux, 2 回 昼とう/日, 期間 (1日) 短期法, 10日; 長期法	光合成速度-短期法 乾燥重量 (10日目) - 長期法	
Keenanら (1974) <sup>68)</sup>	・AAPの評価 (藻類の過剰リン摂取の影響を短期・長期の培養期間により評価)	125ml フラスコ (25) 250ml フラスコ (50) 500ml フラスコ (100)	ろ過, 熱分解	<i>S. capricornutum</i>	24℃, 4304lux, 昼伴 1 回 /日, 期間 (最大増殖量 に達する迄)	細胞数	最大増殖量 (乾燥重量; 細胞数より換算)
Millerら (1978) <sup>71)</sup>	・AAPの応用—AA: BT***	250ml フラスコ (500)	ろ過, 熱分解	<i>S. capricornutum</i>	24℃, 4304lux, 昼とう (100 回/分), 期間 (21日)	細胞数	最大増殖量 (乾燥重量; 細胞数より換算)
Rolineら (1979) <sup>69)</sup>	・AA: BTの評価 (自然水の評価/種々の物質の藻類増殖に与える影響評価/処理水の評価/河川水の湖水に与える影響評価)	試験管 (1ml)	ろ過	<i>S. capricornutum</i> <i>Euglena</i> , <i>Ankistrodesmus</i> , <i>Scenedesmus</i> , <i>Selenastrum</i> の混合培養		細胞数, 細胞体積	(V - Vo) 100 / a a: 放流水の体積比 V: 放流水添加の時の 藻類体積 Vo: 放流水無添加の 時の藻類体積
Forsberg (1972) <sup>68)</sup>	・排水処理プラントの効率をモニターリングする培養試験法の開発 (MINI-TEST)		ろ過				

\* : Provisional Algal Assay Procedure  
 \*\* : Algal Assay Procedure  
 \*\*\* : Algal Assay : Bottle Test

(1) *Selenastrum capricornutum*  
 (2) *Anabaena flos-aquae*  
 (3) *Microcystis aeruginosa*

表1—3 藻類培養試験によるAGPの研究(続)

研究者	応 用 目 的	試 験 方 法 と 評 価				方 法	
		培養容器 (排水量ml)	前処理	供 試 藻 類	培 養 条 件	モニター指標	AGPの定義
Forsbergら (1975) <sup>20)</sup>	固分培養法の開発 (MINITEST) / 下水処理プラントの効果をモニター / 増殖制限要因の推定	使い捨てプラスチックチューブ (4ml)	ろ過	<i>S. capricornutum</i>		細胞数, 細胞体積	Forsberg (1972) に同じ
Claessonら (1978) <sup>21)</sup>	・ MINITESTの評価	プラスチックチューブ (2.5ml)	ろ過	<i>S. capricornutum</i>	20℃, 4300lux, 期間 (濁水→3日, 下水→14日)	細胞数, 細胞体積	最大増殖量 最大増殖速度
Claesson (1980) <sup>22)</sup>	・ <i>S. capricornutum</i> の培養条件をかえたときの増殖特性の比較検討		希釈	<i>S. capricornutum</i> <i>S. capricornutum</i> + 4種藻類			
Lang (1971) <sup>23)</sup>	・ 栄養物質 (16種) の藻類増殖に及ぼす影響評価	(試水50ml)	ろ過	<i>Anabaena circinalis</i> <i>N. aeruginosa</i> <i>S. capricornutum</i> <i>Nostoc muscorum</i> , 混合藻類	22℃, 540lux (16時間明8時間暗), 期間 (4週間)	細胞数	無添加を対照とした細胞数の比
Mitchellら (1971) <sup>24)</sup>	・ 下水処理水, 肥料などの富栄養化に与える影響	底泥 1ℓ + 湖水 7ℓ, 30日静置後利用, 連続曝気		湖水中の藻類	3200lux (18時間明, 6時間暗), 期間 (約18週間)	藻類種・数	多様性指数
大垣 (1971) <sup>25)</sup>	・ 沈殿下水, 活性汚泥処理水, し尿消火剤廃液の藻類生産力評価	1ℓ L字管	ろ過	<i>Chlorella vulgaris</i>	25℃, 1300lux, 振とう (40回/分)	吸光度	最大増殖量 (乾燥重量に変換)
Middlebrooksら (1971) <sup>26)</sup>	・ 河川水, 処理水, 地下浸透水の増殖刺激の潜在的な能力評価	250mlプラスチック (150)	ろ過	<i>Selenastrum gracile</i>	20℃, 1830lux, 振とう (30回/分), 期間 (5日)	細胞数	最大増殖速度 (1, 3, 5日の細胞数より) 最大増殖量 (5日の細胞数)
Middlebrooksら (1971) <sup>26)</sup>	・ 河川水, 処理水, 地下浸透水の評価 / N, Pなどの増殖制限要因の判定						最大増殖速度 (回分法), 半飽和定数Ks (連続法)
Srinathら (1972) <sup>27)</sup>	・ 活性汚泥処理水の藻類増殖に及ぼす影響の評価	(試料10ml)		<i>Chlorella</i> , <i>Anabaena</i> , <i>Microcystis</i> の混合藻類	期間 (30日)	クロロフィル量	最大増殖量
須藤ら (1973) <sup>28)</sup>	・ 下水処理水の藻類生産力の推定	1ℓ L字管 (500ml)	ろ過	<i>Stigeoclonium tenue</i> <i>Chlorella</i> sp. <i>Chlamydomonas</i> sp. <i>Nitzschia palea</i>	20℃, 4500lux, 振とう (40回/分), 期間 (10~20日)	細胞数, 乾燥重量	最大増殖量 最大増殖速度
須藤ら (1977) <sup>29)</sup>	・ 自然水及び排水の評価 / 排水処理効果の判定	1ℓ L字管 (500ml)	ろ過 熱分解	<i>S. capricornutum</i> <i>Stigeoclonium tenue</i> <i>Chlorella</i> sp. <i>Chlamydomonas</i> sp.	20℃, 4000lux (14時間明10時間暗), 振とう (30回/分), 期間 (7日~20日)	乾燥重量	最大増殖量

表1—3 藻類培養試験によるAGPの研究(続)

研究者	応用目的	試験方法と評価				方法	
		培養容器 (試水量ml)	前処理	供試藻類	培養条件	モニター指標	AGPの定義
須藤ら (1981) <sup>20</sup>	・藻類培養試験法によるAGPの測定法の検討	125mlフラスコ (40) 500mlフラスコ (100) 1ℓ L字管 (500)	ろ過 熱分解 未ろ過	S. capricornutum A. flos-aquae H. aeruginosa 自然水中の藻類	25 (20)℃, 4000lux (S. c.), 1000lux (藍藻) 振とう (30回/分), 期 間 (最大増殖時迄)	細胞数 乾燥重量, 藻類種 数 (混合培養)	最大増殖量
Clasenら (1974) <sup>21</sup>	・排水処理による貯水池水質の改善策 を藻類培養試験法により評価	1ℓ フラスコ (400)	ろ過 未ろ過	Oscillatoria rubescens Synedra acus Asterionella formosa Ilaematococcus pluvialis Scenedesmus quadricauda	18℃, 600lux (0.r.), 2300lux (その他) (12 時間明, 12時間暗), 期 間 (2~4週間)	クロロフィル量	最大増殖量
Doemelら (1974) <sup>22</sup>	・沈降中のリン減少の効果評価	(試料)30ml	ろ過	Chlorella pyrenoidosa		タンパク量	最大増殖量
Sleymら (1974) <sup>23</sup>	・連続培養法によるAGPの評価		熱分解	S. capricornutum	24℃, 4000lux	乾燥重量	最大増殖量
Smith (1975) <sup>24</sup>	・現地における藻類培養試験法/処理 水の藻類生産に与える影響評価	大容器 (570 ml) 小容器 (380 ℓ)		湖水中の藻類	自然状態	クロロフィル量, 光 合成量, 呼吸量	最大増殖時の指標値
Parrら (1976) <sup>25</sup>	・Michigan湖の湖水の制限栄養塩推定	100mlフラスコ (10)	ろ過 熱分解	Oscillatoria redeki Alphanizomenon flos-aquae, S. capricornutum	20℃, 旋回振とう (115 回/分)	吸光度 (436nm)	10日後の吸光度
中本 (1977) <sup>26</sup>	・AGPを間接的に測定する方法の開発 (HB00)	D0ビン			20℃, 期間 (5日)	D0	培養前後のD0の差
竺ら (1977) <sup>26</sup>	・AGP測定法の簡易化/各種排水の富 栄養化に対する影響評価/増殖特性の 定量化	30ml試験管 (10ml)	ろ過 熱分解	Anabaena variabilis Closterium moniliferum Selenastrum minutum	23℃, 1000~3000lux, 振とう及び静置, 期間 (20~30日)	吸光度	(最大増殖時の吸光度 - 接種時の吸光度) ×100
大月ら (1980) <sup>26</sup>	・河川の富栄養化評価/流入下水の影 響評価/制限栄養塩の推定	1ℓ フラスコ (250)	熱分解	Chlaetomonas sp.	26℃, 5000lux, 期間 (14日)	乾燥重量, クロロフ イル, 有機炭素量	最大増殖量
Hangら (1982) <sup>27</sup>	・藻類培養試験法の毒性物質判定法へ の応用	400mlフラスコ (100)	希釈	S. capricornutum	24℃, 2040lux (1040lux ) , 振とう無	D0	初期と終期 (8日め) のD0の差
Sauerら (1981) <sup>28</sup>	・Chowan川の河川水評価/制限栄養塩 の推定	250mlフラスコ (60, 80)	ろ過	S. capricornutum 自然水中の藻類	25℃, 4300lux, 振とう, 期間 (10日)	乾燥重量	10日目の乾燥重量
丹保ら (1982) <sup>29</sup>	・ダム湖の藻類増殖状況の評価/藻類 の増殖速度の定量化	300mlフラスコ, 30ml ・50ml L字管		S. capricornutum H. aeruginosa, Anabaena Senedesmus sp., 混合藻類	25℃, 3500lux, 振とう , 期間 (最大増殖時迄)	吸光度	最大増殖時のクロロ フィル量 (吸光度よ り換算)



表1—4 培養環境、供試藻類によるAGPに関する研究の分類

供試藻類	培 養 環 境		
	室 内 培 養		現地培養
	回 分 培 養	連続培養	
特 定 藻 類	Toerien ら (1971) <sup>40)</sup> , Lang (1971) <sup>10)</sup> , EPA (1971) <sup>3)</sup> , Murray ら (1971) <sup>10)</sup> , Miller ら (1971) <sup>13)</sup> , 1974 <sup>23)</sup> , 1975 <sup>29)</sup> , 1978 <sup>7)</sup> , Payne (1975) <sup>20)</sup> , Chiaudani ら (1974) <sup>22)</sup> , Francisco ら (1973) <sup>10)</sup> , Keenan ら (1974) <sup>20)</sup> , Greene ら (1975) <sup>27)</sup> , Forsberg ら (1974) <sup>28)</sup> , Katko (1975) <sup>30)</sup> , Shiroyama (1975) <sup>37)</sup> , Thomas ら (1975) <sup>33)</sup> , Parr ら (1976) <sup>34)</sup> , 須藤 (1977) <sup>37)</sup> , Roline ら (1979) <sup>41)</sup> , Claesson (1980) <sup>39)</sup> , Joubert (1980) <sup>40)</sup> , 須藤 ら (1981) <sup>41)</sup> , Wang ら (1982) <sup>42)</sup> , Sauer ら (1981) <sup>44)</sup> , 丹保 ら (1982) <sup>43)</sup>	Toerien ら (1971) <sup>40)</sup> , Steyn ら (1974) <sup>26)</sup>	
不 特 定 藻 類	Lang (1971) <sup>10)</sup> , 大垣 (1971) <sup>12)</sup> , Middlebrooks ら (1971) <sup>14,15)</sup> , Forsberg (1972) <sup>10)</sup> , 須藤 ら (1973) <sup>44)</sup> , Clasen ら (1974) <sup>20)</sup> , Doemel ら (1975) <sup>24)</sup> , Parr ら (1976) <sup>34)</sup> , 竺 ら (1977) <sup>36)</sup> , 須藤 (1977) <sup>37)</sup> , 大月 ら (1980) <sup>38)</sup> , 丹保 ら (1982) <sup>43)</sup>	Middlebrooks ら (1971) <sup>14)</sup>	
混 合 藻 類	純粋培養種の混合藻類: Lang (1971) <sup>10)</sup> , Srinath ら (1972) <sup>17)</sup> , Forsberg (1972) <sup>10)</sup>  自然水中の藻類: Mitchell ら (1971) <sup>10)</sup> , Thomas ら (1975) <sup>33)</sup> , Sauer ら (1981) <sup>44)</sup> , 丹保 ら (1982) <sup>43)</sup> , 須藤 ら (1981) <sup>41)</sup>		自然水中の藻類 Smith (1975) <sup>32)</sup>

### ①供試藻類の選択

供試藻類の標準種として緑藻類の Selenastrum capricornutum が,

- (a)貧栄養から富栄養の水域まで広範囲の試水で増殖可能,
- (b)環境条件による形態学的な変化が少ない,
- (c)凝集しにくく, 単細胞なので計数が容易,
- (d)培養が容易で, 安定した増殖が得られる。

ことから多用される<sup>5) 8)</sup>。同一種を用いることは水域間のAGP を相互比較しようという点で望ましいことであるが, 個々の水域を対象とする場合には, 特定の純粋培養した藻類の増殖特性と, 自然水中に存在する藻類群の増殖特性が異なるであろうことは当然であり,

岡田ら<sup>5)</sup>が強調しているように水域に独特な富栄養化現象の予測・制御の点からは、その水域に固有の藻類を選択することがより適切であると考えられる。

AGP 試験法でも、自然状態を極力忠実に再現すべく、自然水中の藻類自身を利用する混合藻類培養法が検討されており、自然状態に近いAGP を測定しうる可能性がある点で注目される<sup>8) 11) 33)</sup>。また、藻類種が異なれば得られる最大増殖量も変動したり、貧栄養湖の湖水を試水とする場合では増殖に要する栄養塩濃度が希薄なために、また逆に下水処理放流水などでは、濃度が高すぎるために増殖が制限される場合もみられる。

## ②培養容器（容量、試水量）

藻類増殖に試水量の多少は基本的には影響しないことから、種々の形状・容量の培養容器が用いられる。米国の標準試験法では、三角フラスコ 250ml（試水量：50ml）、500ml（試水量：100ml）、L字管 1ℓ（試水量：200ml）が使われている。一方、少容量の試水を対象としたAGP 試験法としてForsbergら<sup>16)</sup>や、竺ら<sup>36)</sup>の研究がある。Forsbergの方法は、当初試水 1 mlとし、直径9 mm×長さ75mmの試験管で培養し、顕微鏡による細胞数計数により測定するもので、スウェーデン国内の湖のAGP 測定に用いられた。後に、試水量を 2.5mlとし、容器も使い捨てできるものを採用し、AGP 測定の簡略化を図っている<sup>28)</sup>。Forsbergはこの方法をMINITESTと呼び、下水処理場の放流水水質のモニタリング項目として、化学的、物理的水質指標と同時にかつ連続的に測定を行っている。竺らは、AGP が富栄養化指標として多用されることを想定し、試験操作を簡略化するため試験管（直径16.5 mm×長さ150mm）に試水10mlをとり、増殖量のモニタリングは培養容器ごと吸光度を測定する方法を取っている。

## ③試水の前処理、培地の選定

試水の前処理として、ろ過或いはオートクレーブによる熱分解が行われる。ろ過は自然水、下水処理放流水などに存在する藻類・懸濁物質を除去すると同時に、供試藻類のみの増殖を促進するために細菌などの微生物をも除去する目的で実施される<sup>3) 8)</sup>。また、熱分解は試水中の藻類、懸濁物質中に含まれる栄養塩類を溶出させ、AGP を測定する場合に実施される。

試水の前処理に関する問題点としては、ろ過については懸濁物質を除去すると同時に、

試水中に存在する藻類の代謝・分解によって水中に放出される栄養分も除去してしまい、供試藻類の増殖に影響を与える。この点から、富栄養化した湖のように藻類濃度が高い場合では、濾過は殺菌法としては望ましくないことが指摘されている<sup>3)</sup>。試水中の藻類現存量をも評価対象に含める必要があるが、統一的な評価方法は検討されていない。

試水の熱分解は、藻類や懸濁物質中の栄養塩類をオートクレーブ処理により、熱的に分解するため試水の化学的組成が変化することになる。特にPHの上昇、カルシウムの沈殿、重炭酸塩から炭酸塩への変化などが生じる。炭酸塩の増加は、より容易に利用しうる重炭酸塩を減少させることから、藻類増殖に影響を及ぼす。また、PHを制御するためCO<sub>2</sub> ガスの注入や、希HClが添加されるが、CO<sub>2</sub> ガスを注入する場合、空気の場合より最大増殖量が増加する傾向にあることが指摘されている<sup>16)</sup>。

一般に、同一の試水をろ過及び熱分解を行って得られたAGP 値では、熱分解処理のAGP がろ過処理のAGP より高い傾向がみられるが、試水によっては逆の例も見られることからAGP 測定は両処理を実施し、比較検討することが必要であるとの指摘もある<sup>5)</sup>。

供試藻類を保存し、継代培養するためには藻類増殖に適した人工培地が必要となる。米国標準法では、Selenastrum capricornutum の保存培養に用いられる培地 (Algal Assay Medium) は、通常の培地に比較して窒素、リン濃度が低く押さえられており、接種に伴って窒素、リンの栄養塩の持ち込みによるAGP の測定誤差が最小限となるよう、培地の組成が工夫されている。しかし、窒素、リンの濃度は低いと言っても自然水に比べれば、高濃度であり、また、藻類の栄養塩の過剰摂取は多くの藻類種で、共通してみられる現象であり、自然水のように栄養度の低い試水のAGP 測定では誤差が大きくなることが報告されている<sup>16)</sup>。

#### ④培養条件・期間

AGP 試験では、接種藻類量の多少も問題となる。S. capricornutum では1000cells /mlあるいは0.2mg /lとなるよう設定されているが、Klotz ら<sup>73)</sup>の研究によれば、接種量が少ない場合には、貧栄養の試水を対象とするときには、増殖量が極く少ないため測定が困難となり、逆に多量に接種した場合は、高い増殖量が得られるが、その誤差が大きくなると指摘している。

増殖の基本的条件として照度、水温は、供試藻類の増殖に最適な値が設定されるのが一般的である。照度については、明・暗を切り換え設定されることもある（表1-3）。培養容器は一定頻度で振とうし、適度な混合状態が保持されるようにしたり、静置培養し1日数回混合するといった方法もとられる。

培養期間は平均では2～3週間であるが、短期の試験法では3日（Forsberg<sup>18)</sup>）、藻類ではなく細菌を用いたAGP（MBOD）では5日（中本<sup>35)</sup>）、1日放置した藻類から抽出したリン濃度を測定する方法（Rhee）など、比較的短時間でAGPを測定する方法も研究されている。後述するように一般には、最大増殖量を持ってAGPが定義されるが、その場合には、培養期間は原則として最大増殖量に達するまで、或いは増殖量の比率が5%以内になるまで培養を続ける必要がある。先述の短期法はAGPに独自の定義を与え期間の短縮をはかっているものである。

#### ⑤評価方法（増殖のモニタリング指標とAGPの定義）

AGPは、一般には最大増殖時の乾燥重量で定義されているが、この定義が唯一絶対のものではなく、表1-5に示したようなAGPの定義がなされている。多用される乾燥重量の

表1-5 AGPの定義

AGP	研究者	AGPの定義
①最大増殖量 代替指標 ・乾燥重量 ・クロロフィル ・炭素量 ・吸光度 ・細胞数 ・COD ・ATP ・タンパク量	EPA <sup>40)</sup> 須藤ら <sup>41)</sup> 等 Clasenら <sup>42)</sup> Smith <sup>32)</sup> 等 Chaudaniら <sup>43)</sup> 大垣 <sup>44)</sup> Steynら <sup>45)</sup> Franciscoら <sup>46)</sup> Millerら <sup>47)</sup> 等  Doemelら <sup>48)</sup>	・最大増殖時或いは変化が5%以内の時の藻類の乾燥重量。 多くの場合、代替指標を計測し、乾燥重量に変換する。また、代替指標自身をAGPとする場合もある（例：吸光度、細胞数）。
②最大増殖速度	EPA <sup>40)</sup> Middlebrooksら <sup>49)</sup> 須藤 <sup>37)</sup>	$AGP = \frac{\ln(m_{t+\tau}) - \ln(m_t)}{\tau}$ $m_t, m_{t+\tau} : \text{藻類量 } t = t, t = t + \tau$ $\tau : \text{時間差}$
③光合成速度	Keenan <sup>50)</sup> Smith <sup>32)</sup>	
④多様性指数	Mitchellら <sup>51)</sup>	$AGP = -\sum_i P_i \times \log P_i$ $P_i = N_i / N$ $N_i : \text{第 } i \text{ 種の藻類細胞数}$ $N : \text{全ての藻類細胞数}$
⑤藻類体積 (対照との差)	Forsberg <sup>18)</sup>	$AGP = (V_1 - V_0) \frac{100}{a}$ $a : \text{下水処理水の比率}$ $V_0 : \text{無添加の藻類体積}$ $V_1 : \text{処理水添加の "}$
⑥吸光度の差	竺 <sup>36)</sup>	$AGP = (I_m - I_0) \times 100$ $I_m : \text{最大増殖時の吸光度}$ $I_0 : \text{初期吸光度}$
⑦増殖比 (細胞数)	Lange <sup>52)</sup>	$AGP = m_t / m_0$ $m_0 : \text{初期細胞数}$ $m_t : \text{ } t \text{ 日目の細胞数}$

測定には、多量の試水を必要とするので、増殖量のモニタリングには不適であり、また、AGP 値が小さい試水では誤差が生じ易いことが指摘されている<sup>9)</sup>。このため、表1—5に示した比較的測定の容易な細胞数、クロロフィル量等の代替指標を用いて乾燥重量に変換することが行われている。特に標準種として用いられる *S. capricornutum* は球状の単細胞藻類であることからコールターカウンターにより細胞数、平均細胞容積を求め、乾燥重量に換算される。

AGP として、増殖速度或いは光合成速度を用いて定義することもできる。AGP の基本は試水中の栄養物のうちあるものが増殖制限物質となるまで藻類が増殖することである。制限物質は増殖速度に直接影響を与えることから、増殖速度をとることによっても試水の栄養状態を測定できる。また、試水とブランク（コントロール）との藻類体積の差<sup>10)</sup>や、最大増殖時と初期との吸光度の差をAGP として定義する例<sup>36)</sup>も見られる。

乾燥重量によるAGP は、栄養状態の異なる湖沼水の評価など相互比較ができる点では望ましいが、同一試水でも供試藻類が異なれば、AGP 値も差が生じたり、接種量の多少にも影響されることは、前述のとうりである。また、測定の簡便性から細胞数、クロロフィル量などの代替指標がまず測定され、その値を乾燥重量に変換することから、代替指標と乾燥重量の相関関係を十分把握・定量化しておく必要があることが指摘されている<sup>8) 9)</sup>。

#### 1.2.2. AGP の応用に関する研究

##### ①下水処理水の評価

表1—3には、AGP の応用目的についても示しており、大別すると先述のように4つに分類される。AGP の代表的な応用例は下水処理水や種々の排水など対象水域に流入する汚水の評価である。下水処理水が放流水域の藻類生産に与える影響、農業排水（肥料）、河川水、工業排水の影響に関する研究が多い。

富栄養化の防止対策として、3次処理プロセスをAGP により評価し、現状の2次処理では、藻類生産を減少させることはできず、3次処理によりN、Pを除去することにより、富栄養化の防止が可能となると結論している研究<sup>13)</sup>もみられる。また、洗剤に由来するリンの評価を行った事例<sup>19) 24)</sup>もみられる。

##### ②自然水の評価

AGP は藻類の潜在的な生産力を示す指標であり、他の物理的・化学的水質指標と同様、自然水域の富栄養化状態を把握するの有用である。Millerら<sup>29)</sup>は、米国の49湖沼のAGP を求め、水質指標により類型化された栄養状態とAGP (乾燥重量)が、よく対応するとし、貧栄養湖で $0.1\text{mg} / \ell$ 以下、中栄養湖で $0.11 \sim 6 \text{mg} / \ell$ 、富栄養湖で $6 \text{mg} / \ell$ 以上であるとしている。AGP による富栄養度の判定については、他にも須藤 (1977)<sup>37)</sup>、Chiaudani (1974)<sup>22)</sup>、Miller (1975)<sup>29)</sup>、Katko (1975)<sup>30)</sup>、大月ら (1980)<sup>38)</sup>、Claesson (1980)<sup>39)</sup>の研究がある。自然水の評価では、物理的・化学的水質指標に比べて、藻類生産力を直接的に示すために、理解しやすいという長所があるが、通常の湖沼では、AGP が低く、前処理などの方法等に問題があるとされている<sup>3)</sup>。また、底泥も栄養塩類の供給源としての役割が注目され、底泥の藻類生産に及ぼす効果を底泥-湖水系を再現し、AGP を測定する研究も進められている<sup>11,60,61)</sup>。

### ③制限栄養塩の推定

富栄養化した湖沼で突発的に発生する水の華などの藻類の異常増殖現象については、なにがその原因となっているかについて1969年以来陸水学者とその他の研究者との間に大きな論争が展開された。Kuenzel (1969)、King (1970)、Kerr (1979)、Lang (1971)らは、藍藻類の水の華の発生では炭酸ガスが制限要因となっていると主張したのに対し、Shapiro (1970)、Vallentyne ら (1970)は、ともにPが主要因子であるとして、反論を加えた<sup>62)</sup>。以来、制限要因に関する研究が盛んになり、一般的には、P、Nの栄養塩が主要な制限要因であるとされている。藻類増殖の制限要因についての既存の研究成果については緒論に示したが、ここでは、AGP 試験による制限栄養塩の推定に関する研究について概観する。

試水にN、P等を添加してAGP を測定し、それを相互比較することにより、制限栄養塩を推定する方法であり、表1-3に示した研究の大半が、制限栄養塩について言及している。制限栄養塩に関する知見は、富栄養化の対策、特に下水処理による栄養塩削減を検討するうえで、重要である。N、Pは単独であるいは両方が同時に制限要因となりえるが、貧栄養湖では、主としてPが富栄養湖では、Nが制限要因になる傾向がみられる。また、 $N/P$  ( $N-P$ 比)も制限要因の判定に利用される。Middlebrooksら<sup>15)</sup>は、 $TN/TP \leq 10$ で

N制限,  $TN/TP \geq 10$ でP制限, Millerら<sup>39)</sup>は $TN/TP < 11.3$ でN制限,  $TN/TP \geq 11.3$ でP制限としている。

Claessonら<sup>39)</sup>は、排水の流入する29の湖のAGP試験により、 $TN/TP < 10$ でN制限,  $TN/TP > 18$ でP制限 ( $T\text{-Inorganic-N} / PO_4^{3-}\text{-P}$  では各々2.5, 13) と報告している。

#### ④増殖刺激物質・阻害物質の推定

NまたはP制限以外は、微量金属など他の要因が増殖の制限要因となっていることが推定される。N, P以外の増殖刺激・阻害物質は、試水に金属塩やEDTAなどを添加することにより評価される。特にEDTAの存在は、亜鉛などの毒性を消失させる効果があり、金属の毒性評価はEDTAを添加したAGPにより評価できることが報告されている<sup>29)</sup>。近年では藻類を利用した毒性物質の評価にAGPが応用されるようになり、毒性の定量的評価に関する研究も進められている<sup>40,42)</sup>。

### 1.3. 藻類動態解析のための藻類培養試験

藻類の異常増殖現象は単にN, Pなどの栄養塩が制限要因となって生じるわけではなく多くの要因が複雑に関与し合った結果生じると考えられる。N, P, DOなど栄養塩濃度、物理・化学的水質指標と藻類増殖の関係を個々に追跡したのでは限界があり、これらの水質指標が各々断片的に表している栄養状態を総合的に表すことが動態解析では重要であると考えられる。総合的な富栄養度を評価出来るという点で、藻類培養試験によるAGPは優れていると考えられるが、琵琶湖南湖という特定の水域に生じる異常増殖現象を把握し、予測・制御に関する知見を得るためには、湖水と湖に固有な藻類の増殖特性との関係を検討することが必要であり、単に標準的に用いられる藻類種を用いたAGP試験では限界もあるため、上記の目的により合致した藻類培養試験法及び評価法を検討し、適用することを試みた。

また、湖沼の物理・化学的水質や、藻類現存量は空間的、時間的に変動することは明らかであり、湖水のAGPの時間的、空間的変動をできるかぎり密度濃くモニタリングすることは、現象解明のための基礎的情報となりうるが、このためには、AGP試験を他の水質指標と同様なレベルまで測定法を簡単化することが必須である。この点で、少容量の試料を

用い短時間でAGP を求めるForsberg<sup>29)</sup>のMINITESTや竺ら<sup>36)</sup>の考案した方法が注目される。

本節では、AGP が湖水の評価に適し、また富栄養度指標の一つとして、湖水質の定期的なモニタリングなどにも応用しようといった既存の研究成果を踏まえ、供試藻類種、試水容量、培養条件など測定法を簡略化するとともに、湖水の富栄養度を把握するために適した培養試験方法の検討を行う。またAGP 試験は前述のように、藻類の増殖特性を示すことから、1.4.以降で種々の培養条件下における藻類の増殖特性の定量化を試み、培養条件と増殖特性との関係についても考察する。

### 1.3.1. 試験方法

#### ①供試藻類の選択

AGP 試験のような特定藻類を対象とする純粋培養系と自然水域の藻類、動物プランクトン、細菌等の混合培養系である自然水域では藻類の増殖現象に相違があると考えるのが一般的である。混合藻類を用いたAGP 試験や、現地（野外）でのAGP 測定は、極力藻類の生育環境として自然に近い状態を設定したうえでAGP を求めようとした試みと位置づけられる。

本研究においても、湖水を試水とするとともに、湖水に存在する藻類種をそのまま供試藻類とする混合培養によるAGP 試験（以下AGP<sup>M</sup>試験と呼ぶ）を採用した。AGP<sup>M</sup>試験について田井<sup>347)</sup>は、AGP 試験の一つの変法と位置づけたうえで、(a)実験が簡略化でき、純粋培養のための煩雑な操作を必要としない、(b)試水に適応した藻類が優占的に増殖出来る可能性が高い、(c)自然水をそのまま利用するために、動物プランクトン、細菌等も共存していることからこれらの相互影響をも含めた系での培養試験であり、自然界に近い状態での藻類生産の潜在能力が測定できる、(d)藻類種・数を測定することにより、多様性指数に制御指標としての意義づけをすることができる、を変法の利点として挙げている。

以上の室内におけるAGP<sup>M</sup>試験と並行して、琵琶湖南湖に固有な藻類種を供試藻類としたAGP 試験を実施した。南湖に出現する藻類のうち、異常増殖して湖水に異臭味をつける障害藻類として、水源管理上重要なAnabaena macrospora を供試藻類とするAGP 試験でありAnabaena AGP試験と呼ぶことにして、AGP<sup>M</sup>試験と区別する。

2種のAGP 試験の実験条件を一覧としたのが、表1—6である。



表 1—6 AGP 試験の試験条件

	AGP <sup>M</sup> 試験	<u>Anabaena</u> AGP 試験
供試藻類	自然水中の藻類	<u>Anabaena macrospora</u>
培養容器	20ml L 字管 (試水10ml)	20ml L 字管 (試水 9ml+ 接種藻類 1ml)
前処理	—————	ろ過
培地	—————	CT 培地
接種	自然水10ml	継代培養した <u>Anabaena</u> (対 数増殖期) がほぼ 1000 個 体/ml となるよう接種。接 種個体数を検鏡により計数。
培養条件	20℃, 2500lux (12時間明 12時間暗の交替条件), 30 回/分のモノ型振とう	AGP 試験と同様
培養期間	培養期間 2 週間, 3 日間隔 で藻類種別個体数を検鏡に より計数	培養期間 2 週間, 3 日間隔で <u>Anabaena</u> 個体数により計数

## ②培養容器 (容量, 試水量)

AGP が富栄養化の指標として多用されることを想定し, 少容量 (20ml) の L 字管を培養容器とし, 試水量を AGP<sup>M</sup> (室内) では 10ml, Anabaena AGP では試水 9ml+ 接種量 1ml の 10ml とした。

## ③試水の前処理

AGP<sup>M</sup> 試験では, 自然水をそのまま用いることを原則としているので, 前処理は行わない。Anabaena AGP では前処理として, Glass fiber filter によるろ過を行った。

## ④培地

Anabaena macrospora の継代培養には CT 培地を用いた。CT 培地の組成を表 1—7 に示した。

## ⑤培養条件

培養条件として, 温度は藻類増殖を規定する因子として, 非常に重要なものであるため予備的に温度を変えた Anabaena AGP 試験を実施した。その結果を図 1—1 (a) に示した。設

表 1—7 C T培地の組成

Ca(NO <sub>3</sub> ) <sub>2</sub> · 4H <sub>2</sub> O	150 mg/ℓ	ただし,	
KNO <sub>3</sub>	100 mg/ℓ	P I V 金属混液成分	
MgSO <sub>4</sub> · 7H <sub>2</sub> O	40 mg/ℓ	は以下の通り,	
β-グリセロリン酸ナトリウム	50 mg/ℓ	FeCl <sub>3</sub> · 6H <sub>2</sub> O	196 mg/ℓ
ビタミン B <sub>1</sub>	10 μg/ℓ	MnCl <sub>2</sub> · 4H <sub>2</sub> O	36 mg/ℓ
ビタミン B <sub>12</sub>	0.1 μg/ℓ	ZnCl <sub>2</sub>	10.5 mg/ℓ
ビオチン	0.1 μg/ℓ	CoCl <sub>2</sub> · 6H <sub>2</sub> O	4 mg/ℓ
グッド緩衝剤	400 mg/ℓ	Na <sub>2</sub> MoO <sub>4</sub> · 2H <sub>2</sub> O	2.5 mg/ℓ
P I V 金属混液	3 ml/ℓ	Na <sub>2</sub> · EDTA · 2H <sub>2</sub> O	1000 mg/ℓ

注) N 濃度は 30.5 ppm, NO<sub>3</sub><sup>-</sup> 濃度は 78.8 ppm

P 濃度は約 8 ppm ( PO<sub>4</sub><sup>-</sup> 相当濃度としては 24.5 ppm )

定した温度は、16℃、23℃、28℃であり、いずれの温度でも培養日数12日までの増殖はほぼ直線的に、換言すれば指数的に増殖しており、Anabaenaが対数増殖期にあることを確認できる。12日～16日にかけて、増殖は鈍り、静止期に近づく傾向が明らかである。また、各設定温度で、試水は2組で試験を実施しているが、対数増殖期にある12日までは、ほぼその値が一致していることから、この期間ではAnabaenaの増殖は安定していると見ることができる。従来の方法により<sup>20)</sup>、比増殖速度を求め図化すると、図1—1(b)が得られ、約20℃にピークをもつ凸型の関数が適合する。この結果より、室内実験におけるAnabaena増殖の至適温度は、20℃前後であると推定されたので、温度20℃でAnabaenaAGP 試験を行うこととした。混合培養によるAGP<sup>M</sup>試験についても、Anabaena AGP試験と同様20℃を温度条件とした。

室内実験によるAGP<sup>M</sup>では、L字管（容量20ml）にスポンジ栓をし30回／分のモノ型振とう器による培養方法をとった。照度は白色蛍光灯を用い、照度は2500lux で12時間明条件、12時間暗条件の交替条件とした。培養期間は12日間とし、藻類増殖量は3日間隔で、種別個体数（N／ml）を検鏡により計数した。Anabaena AGP 試験もAGP<sup>M</sup>試験と同様の条件である。この際3細胞以上を1個体とした。検鏡による計数法としては、2.0ml メスピペットで適量（1.1ml）を枠付きマス目スライドガラス（20mm×50mm×1mm）にとり、カバーガラスをかけた後、倍率100倍で計数し、次式により藻類個体数を算出した。

$$m = \frac{b}{a} \frac{1000}{11}$$

1—1

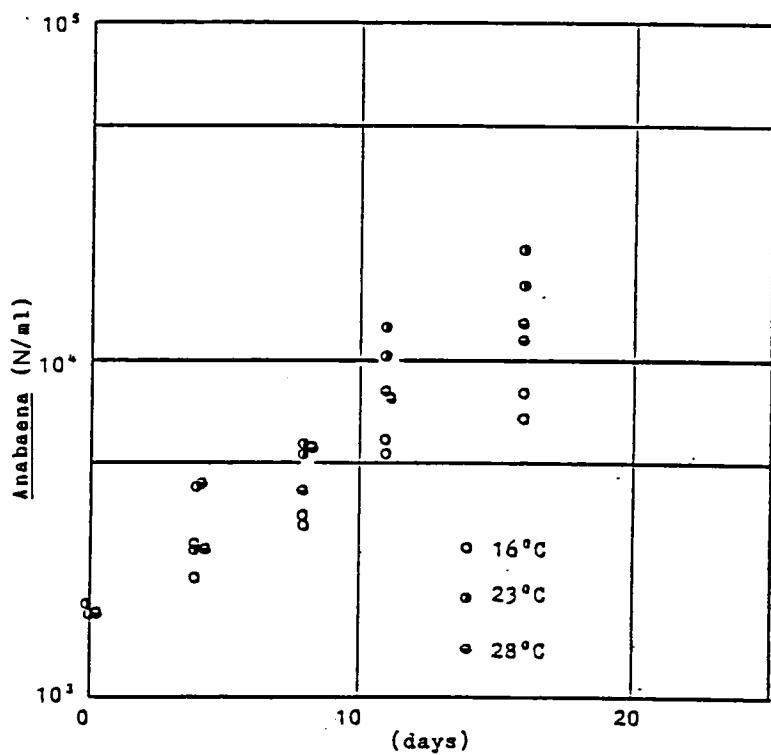


図1 —1 (a) 温度をかえた Anabaena の培養実験

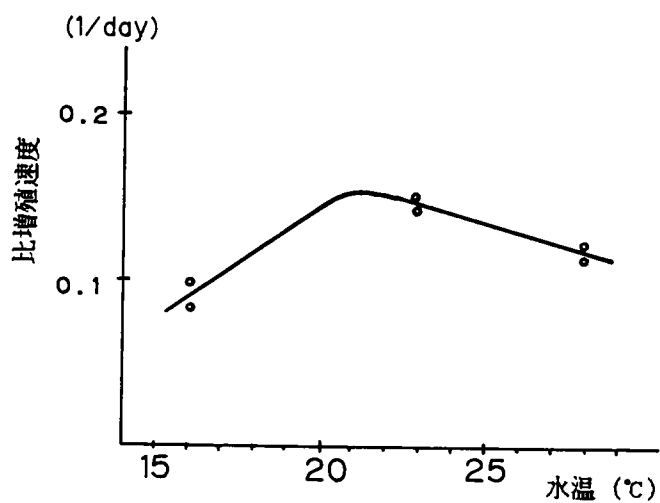


図1 —1 (b) 水温と Anabaena の比増殖速度との関係

ここで、a : 計数したマス目数, b : 計数值, m : 藻類個体数 [N/ml] である。

# ⑥接種

CT培地で継代培養をつづけた *Anabaena macrospora* の対数増殖期にあるものを試験管中で蒸留水を用いて2度浮上分離し、洗浄したものを接種した。接種量に関しても、接種量を変えた *Anabaena* AGP 試験を予備的に実施し検討を加えた。図1—2は結果を初期の個体数別に時間と増殖量との関係を示したものである。これより、2000N/ml以上では、比増殖速度が減少する傾向がみられる。この結果から、50~100 N/mlが最適な接種量と考えられるが、個体数調整が低濃度では難しいことから、従来のAGP 試験をも参考にして、ほぼ1000N/mlとなるよう接種した。

# ⑦AGP の評価指標としてのAGR の導入

従来多用されている最大増殖時の乾燥重量で示されるAGP は、乾燥重量測定に多量の試水を要するために、表1—5に示したような代替指標を実測し、乾燥重量に換算したり、その代替指標をそのまま用いる場合もある。最大増殖量と同様AGP として、増殖速度がと

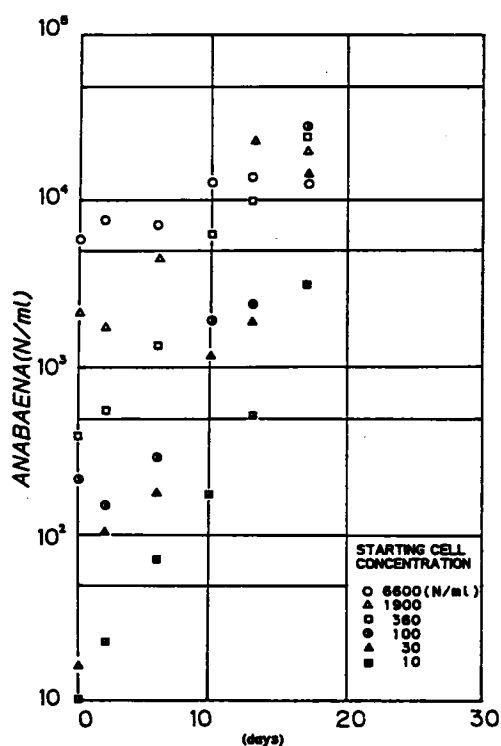


図1—2 接種量をかえた *A. macrospora* の培養実験

られる場合もあり、試水中の栄養物が藻類の増殖速度を規定することを根拠にしている。培養期間中の最大増殖速度をAGP と定義することにより、最大増殖量と同様に、湖水の栄養度評価、制限栄養塩濃度の推定ができるとともに、動態解析・予測上問題となる藻類の増殖特性に関する知見を得ることができる。

本研究では、AGP として以下のように最大増殖速度を定義し、AGP 試験から得られる藻類個体数の時系列（増殖曲線）より計算する方法を採用した。回分培養によるAGP 試験では藻類が利用できる栄養塩の濃度が絶えず変化することが特徴であり、藻類の増殖速度は、利用しえる栄養塩の量、阻害物質の存在や、藻類個体の増殖過程（年齢）などにより変化する。Middlebrooksら<sup>15)</sup>は、回分培養における藻類個体数濃度と制限栄養塩の理想的な関係を図1—3のようであると仮定し、その増殖曲線の傾き、すなわち増殖速度が最大となる値を持って最大増殖速度  $\mu_{max}$  と定義した。実際の増殖曲線から  $\mu_{max}$  を求める方法としては、(a)増殖曲線の傾きから直接求める方法、(b)1,3,5 日めの藻類数から最小二乗法により求める方法を比較検討し、後者が5日めの増殖量（乾燥重量）で定義される最大増殖量との相関が良いことを報告している。

対数増殖期にある藻類を接種する場合では、上記の方法により増殖速度を求めることができるが、自然水中の藻類をそのまま供試藻類とする場合では、必ずしも個々の藻類が最大増殖速度を示す対数増殖期にはない。そこで、AGP 試験の結果を培養時間—藻類個体数

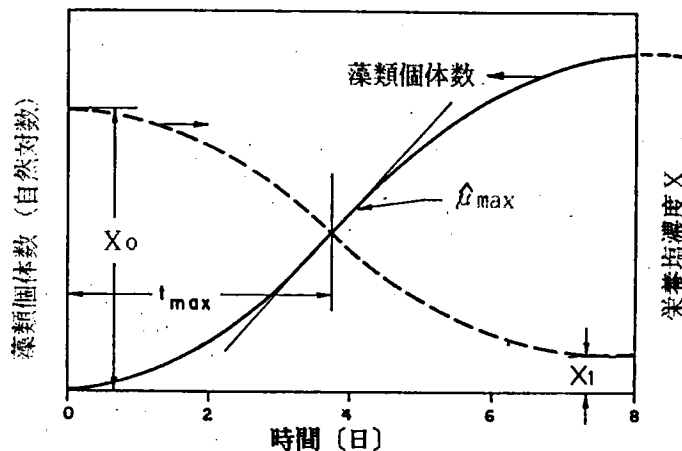


図1—3 回分培養における藻類個体数と栄養塩濃度との関係（文献15より引用）

(自然対数) について図化したうえで、各データを滑らかに結ぶ曲線を求め、曲線の傾きが最大となる点の増殖速度をもって最大増殖速度と定義した。即ち、

$$\hat{\mu}_{\max} = \max_i \left[ \frac{d}{dt} \ln(\tilde{m}_i) \right] \quad 1-2$$

ここで、 $\hat{\mu}_{\max}$  : 最大増殖速度 (1/日)

$\tilde{m}_i$  : i 日めの藻類個体数 (実測値、或いは補間値:  $N/m_l$ )

i : 時間 (日)

実測値の補間及び傾きは 3 次のスプライン関数により計算を行った<sup>48)</sup>。

$$\tilde{f}(t) = f(t_i) + a_j(t-t_i) + b_j(t-t_i)^2 + c_j(t-t_i)^3 \quad 1-3$$

$$\frac{d\tilde{f}(t)}{dt} = a_j + 2b_j(t-t_i) + 3c_j(t-t_i) \quad 1-4$$

ここで、 $t_i \leq t \leq t_{i+1}$ ,  $i = 1, 2, \dots, n-1$ ,

$a_j, b_j, c_j$  は Spline 係数,

また、 $(t_i, f(t_i))$  は既知点、 $\tilde{f}(t)$  は補間値であり、 $t$ : 時間、 $f(t)$ : 藻類個体数 (自然対数) である。また、AGP 試験は原則として 12 日間培養を行ったが、短期間で AGP を求める方法を検討するために、次に示す評価指標を定義した。

$$AGR_j = \ln \left( \frac{\tilde{m}_j}{m_0} \right) \quad 1-5$$

ここで、 $AGR_j$  とは j 日めの藻類数と初期の藻類数の比の自然対数で表すもので、j で割ることにより 0 ~ j 日間の平均増殖速度を表すことから、AGR (Algal Growth Rate) と呼ぶことにし、 $\hat{\mu}_{\max}$  で定義される AGP と区別した。ここでは j として、3, 6 日を取った。また、混合培養による AGP 試験では、 $AGR_j$  と記し Anabaena AGP 試験から得られる値と区別する。

$m_i$  として、藻類数 ( $N/m_l$ ) を用いたが、藻類や細菌などの増殖過程では、誘導期、加速期など必ずしも藻類数と乾燥重量など藻類量が対応しない時期が見られる。Anabaena AGP については、対数増殖期にあるものを原則として接種していることから、個体数と藻類量是对応関係にあるものとみなしうる。この仮定は、藻類数から乾燥重量に換算する標準的な藻類を用いた AGP 試験についての仮定でもある。

また、異常増殖現象では、特定の藻類種が優占的に増殖することから、その種の増減と

表 1—8 (a) AGP<sup>M</sup>試験の試験期間と測定地点

試験NO	試 験 期 間	地 点 数
1	1983.5.28 ~ 6. 8	湖内17地点
2	6.11 ~ 6.28	"
3	6.28 ~ 7. 9	"
4	7.19 ~ 7.29	"
5	8. 3 ~ 8.16	"
6	8.23 ~ 9. 5	"
7	9. 6 ~ 9.19	"
8	10. 4 ~10.18	"
9	10.19 ~11. 1	"
10	11. 1 ~11.12	"

表 1—8 (b) Anabaena AGP試験の試験期間と測定地点

試験NO	試 験 期 間	地 点 数
1	1983.5.28 ~ 6. 9	湖内15地点
2	6.11 ~ 6.23	" , 河川22地点
3	7.19 ~ 7.29	"
4	8. 3 ~ 8.11	" , 河川22地点
5	8.23 ~ 9. 4	"
6	9. 6 ~ 9.18	" , 河川22地点
7	10. 4 ~10.17	"
8	10.19 ~10.28	"
9	11. 1 ~11.11	"

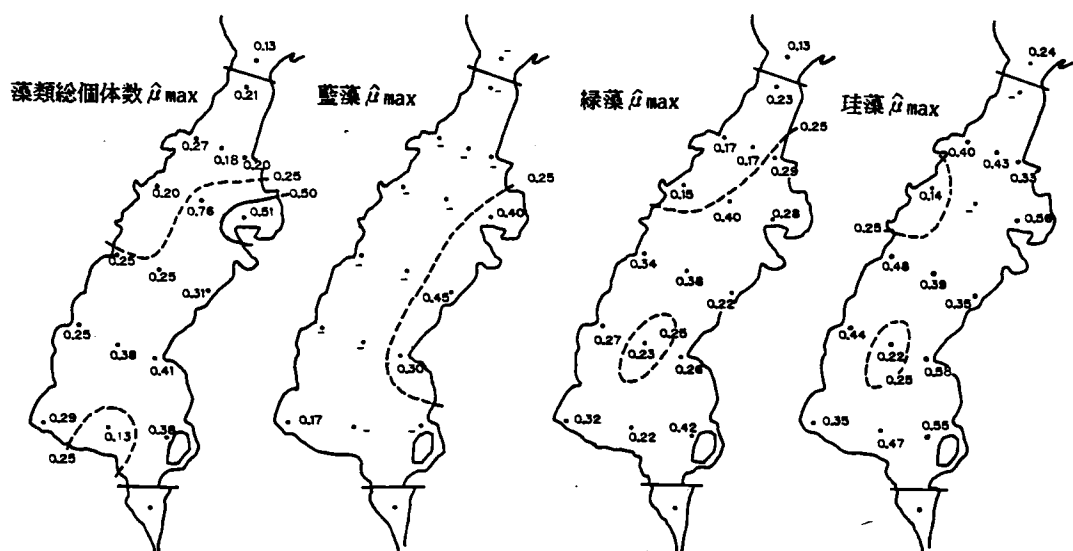
ともに他の藻類の変化も把握する必要があり、AGP<sup>M</sup>試験では種別個体数を計数することが、唯一の実際的方法であると考えられる。

### 1.3.2. 湖水の評価

本研究で実施した琵琶湖南湖の湖水を試水としたAGP 試験の試験期間及び地点数を一覧としてのが表 1—8 である。

最大増殖速度  $\hat{\mu}_{\max}$  について、特にAnabaena sp.の異常増殖期（1983年8月下旬～9月中旬）及びその前後に行ったAGP<sup>M</sup>試験より、総個体数、種別個体数について求め、プロットを行った例を図 1—4 に示した。図 1—4 (a)～(d)は各々AGP<sup>M</sup>試験の 5 回め（8月3日～）、6 回め（8月23日～）、7 回め（9月6日～）、8 回め（10月4日～）の結果を用いたものであり、各々異常増殖期前、初期、最盛期、後における  $\hat{\mu}_{\max}$  の湖内分布を示している。この期間の藍藻類は殆どがAnabaena sp.であることから、Anabaena sp.の  $\hat{\mu}_{\max}$  と

(a)AGPM試験NO.5 (8月3日～)



(b)AGPM試験NO.6 (8月23日～)

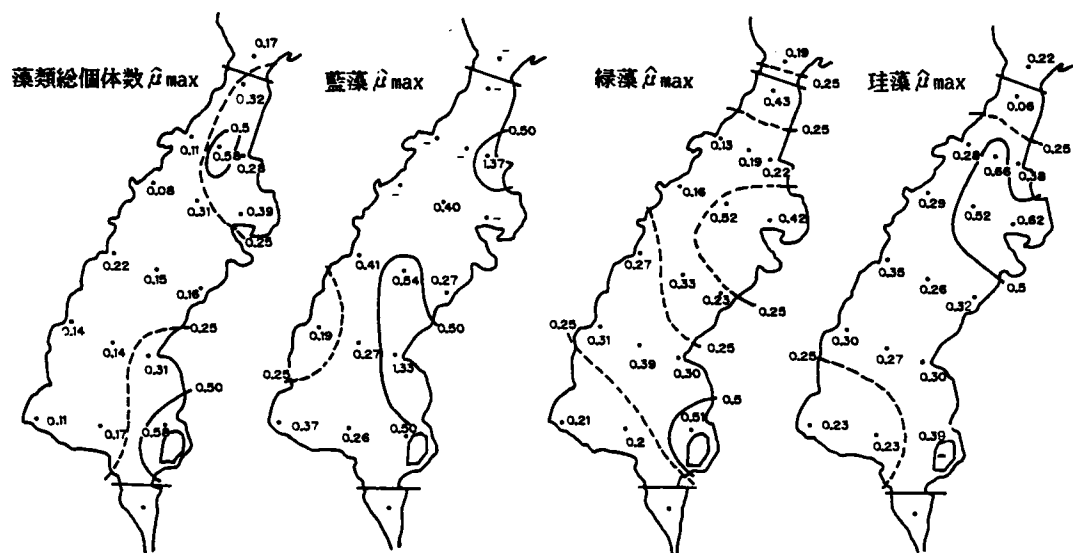
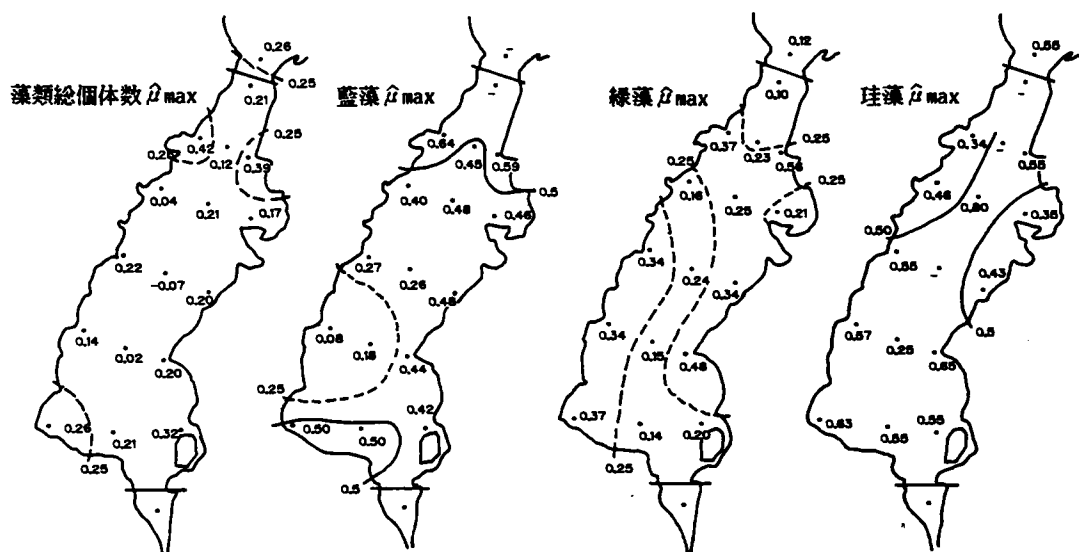


図1—4 AGPM試験より求めた種別  $\hat{\mu}_{\max}$  の湖内分布 (単位: 1/日)



(c)AGP<sup>M</sup>試験NO.7 (9月6日～)



(d)AGP<sup>M</sup>試験NO.8 (10月4日～)

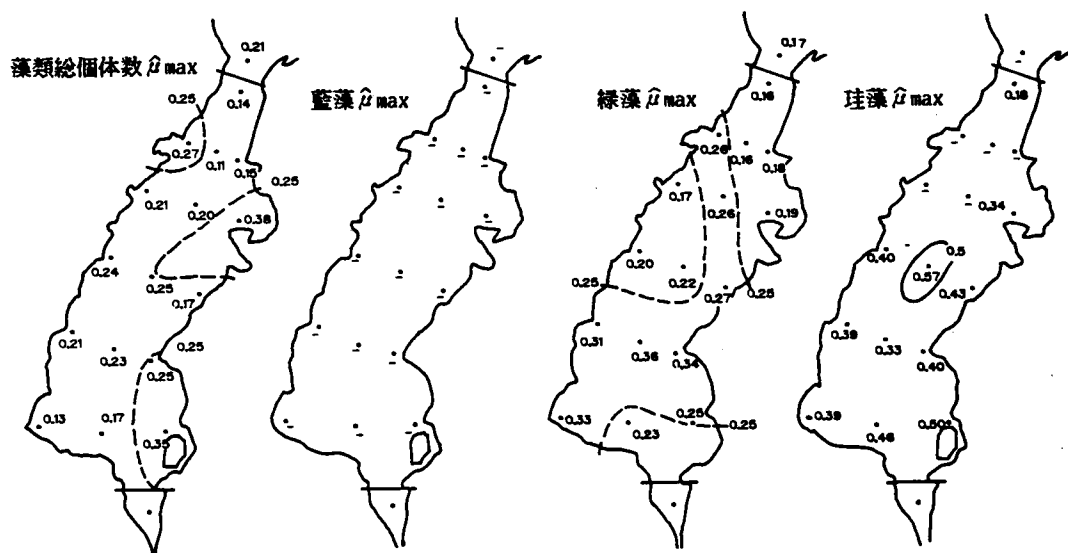


図1-4 (続)

ほぼ等しいと考えられる。

8月3日では、藻類総個体数の $\hat{\mu}_{\max}$ で0.5を越える水域（地点3—3）が見られるが、他の水域では0.2～0.4とその差は顕著ではない。この時点では、藍藻類の出現は、東岸部に限定されていたため、藍藻類の $\hat{\mu}_{\max}$ が算定できた地点も限られるが、東岸部で0.25〔1／日〕以上を示していることから、この時点の湖水は藍藻類の成長に十分な条件であったと見なすことができる。緑藻類 $\hat{\mu}_{\max}$ では、一部水域で0.4を越えているが、全体的に差は余り見られない。珪藻類 $\hat{\mu}_{\max}$ では、東岸部で0.5を越えており、東岸部水域の栄養状態が、他の水域に比べて高いことを示しているとともに、藍藻類の出現とも対応していることが特徴となっている。

異常増殖初期（6回め）では、藻類総個体数の $\hat{\mu}_{\max}$ では、0.5〔1／日〕を越える値が、南湖北端及び南東部に出現している。藍藻類 $\hat{\mu}_{\max}$ でもほぼ同様なパターンとなっているが、特に1.0を越える地点も見られ、この時期の湖水はAnabaena sp.の増殖には非常に適した栄養状態であったことが推測される。図1—5に、5回めで藍藻類 $\hat{\mu}_{\max}$ が0.40〔1／日〕となった地点3—3の藻類種別個体数のこの時期の変化を示したものである。併せて地点4—1、7—1についても比較の参考とするために示している。

8月25日前後を境に藍藻類が急激に増加し、最盛期の9月6日前後には、3000 N／mlを越える現存量を示している。異常増殖では藍藻類などが優占的に増殖し、他の藻類の増殖は押さえられる現象が見られる場合もあるとされる<sup>49,50)</sup>。この地点の場合では、他藻類種も存在し、特に減少傾向を示しているとは考えられないが藻類種の多様性を示すShannonの多様性指数<sup>47)</sup>では、異常増殖初期に値が減少し、種の多様性が低下する現象が見られた。緑藻類、珪藻類のこの時期の $\hat{\mu}_{\max}$ も総個体数と同様のパターンを示し、いずれも+値をとることからAnabaena sp.と共存しつつ増殖しうること示しており、Anabaena以外の藻類にとっても成長に適した栄養状態であったと推定される。

増殖中期の9月6日から行ったAGP<sup>M</sup>試験では、総個体数では北部及び南西部に0.25を越える水域が見られるが、初期に比べてその値は全体的に低くなっている。藍藻類 $\hat{\mu}_{\max}$ では、特に高い水域は見られないが、中西部を除いて0.25～0.50前後の値を示し、この時期では、湖全体にわたってAnabaena sp.の増殖に適した状態になっていたと考えられる。

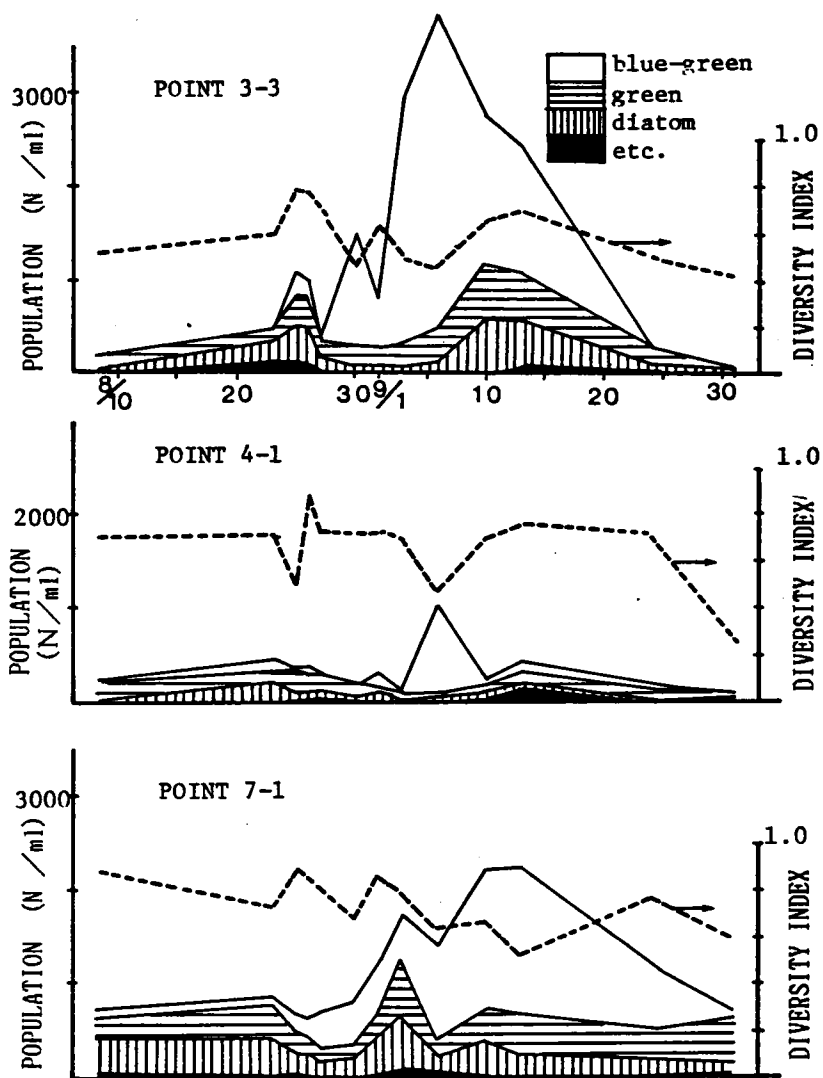


図 1-5 *Anabaena*異常増殖期の種構成の変化

異常増殖終結後の藻類総個体数の  $\hat{\mu}_{\max}$  では、高くとも0.38 (1/日) と全体的に栄養状態は低下している。藍藻類は供試藻類として試水中には存在しなかった。また、緑藻、珪藻では、異常増殖期にとった試水に比べ全般的に  $\hat{\mu}_{\max}$  は低い値となっている。

以上から、昭和58年の Anabaena sp. の異常増殖初期、最盛期で、増殖に適した栄養状態であり、前後の値と比べて相対的に高い栄養状態であったことが推定された。また、Anabaena sp. 増殖中も他藻類は存在し、その現存量は特に減少する傾向は見られず、AGP<sup>M</sup>試験結果から他藻類にとっても成長に適した栄養状態であったと考えられる。また、Anabaena sp. の増殖が特に他藻類の増殖に影響を与えるといった現象は確認出来なかった。

### 1.3.3. 最大増殖速度 $\hat{\mu}_{\max}$ と AGR<sub>j</sub> 値

先に定義した最大増殖速度  $\hat{\mu}_{\max}$  は、藻体の生理状態や試水中の栄養塩濃度に影響されるため、 $\hat{\mu}_{\max}$  の発現時期は試水毎に異なる。AGR<sub>j</sub> 値は増殖速度に比例する指標であり、算定に用いる藻類個体数の培養日数を3.6日と一定としている点が特徴である。まず、両者の対応関係について、室内AGP<sup>M</sup>試験の結果及び Anabaena AGP試験結果をもとに比較検討した。AGP<sup>M</sup>試験では、種別個体数を計数しているため、試水中に存在する全藻類種を対象として、総括的な  $\hat{\mu}_{\max}$  を求められると同時に、緑藻類など類別の値や、また個々の藻類種についても算定できることが特徴である。

①藻類総個体数：図1—6はAGP<sup>M</sup>試験結果より、式1—2に従って算定した  $\hat{\mu}_{\max}$  と1—5式で算定したAGR<sub>3</sub><sup>M</sup>、AGR<sub>6</sub><sup>M</sup>を各々3.6で除して、平均増殖速度 ( $\hat{\mu}_{\text{AGR3}}^{\text{M}}$ 、 $\hat{\mu}_{\text{AGR6}}^{\text{M}}$  と記す) とし、その相関を示したものである。定義から  $\hat{\mu}_{\max} \geq \hat{\mu}_{\text{AGR3}}^{\text{M}}$  (或いは  $\hat{\mu}_{\text{AGR6}}^{\text{M}}$ ) となるが、 $\hat{\mu}_{\max}$  と  $\hat{\mu}_{\text{AGR3}}^{\text{M}}$  では相関係数  $R=0.40$ 、 $\hat{\mu}_{\max}$  と  $\hat{\mu}_{\text{AGR6}}^{\text{M}}$  では  $R=0.42$  であり、 $\hat{\mu}_{\text{AGR3}}^{\text{M}}$  と  $\hat{\mu}_{\text{AGR6}}^{\text{M}}$  では、 $\hat{\mu}_{\text{AGR6}}^{\text{M}}$  のほうが  $\hat{\mu}_{\max}$  との対応関係は良い。

②藻類種別個体数：種別個体数を対象として、 $\hat{\mu}_{\max}$ 、 $\hat{\mu}_{\text{AGR3}}^{\text{M}}$  との関係を示したのが、図1—6(b)~(h)である。便宜上、種別個体数に関する  $\hat{\mu}_{\text{AGR3}}^{\text{M}}$ 、 $\hat{\mu}_{\text{AGR6}}^{\text{M}}$  を種名をつけて、例えば、藍藻  $\hat{\mu}_{\text{AGR3}}^{\text{M}}$ 、Staurastrum  $\hat{\mu}_{\text{AGR3}}^{\text{M}}$  と記し藻類総個体数を対象とした場合と区別する。種別個体数を対象とした場合では、Anabaena sp.、Staurastrum sp. を除いて藻類総個体数に比べ  $\hat{\mu}_{\max}$  と  $\hat{\mu}_{\text{AGR3}}^{\text{M}}$  ( $\hat{\mu}_{\text{AGR6}}^{\text{M}}$ ) との相関関係は改善され、全般的に  $\hat{\mu}_{\text{AGR6}}^{\text{M}}$  の方が相関係数は高い。AGP<sup>M</sup>試験では、異常増殖現象の解析上重要な Anabaena sp. も試水中に存在して

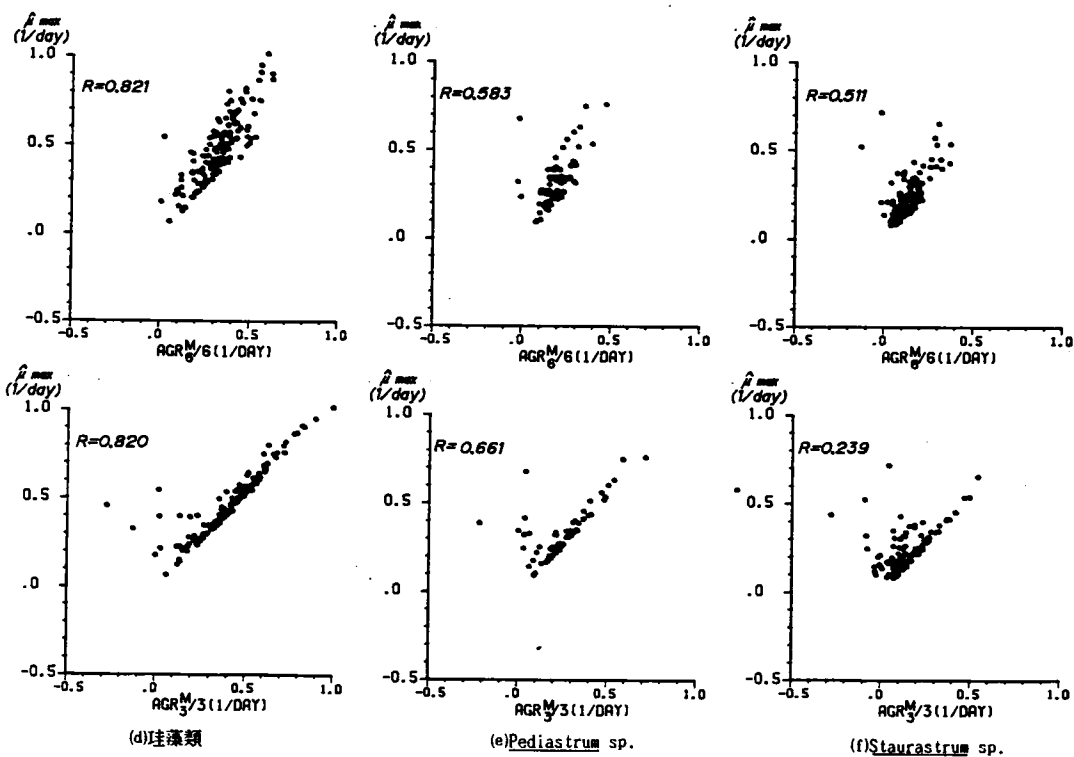
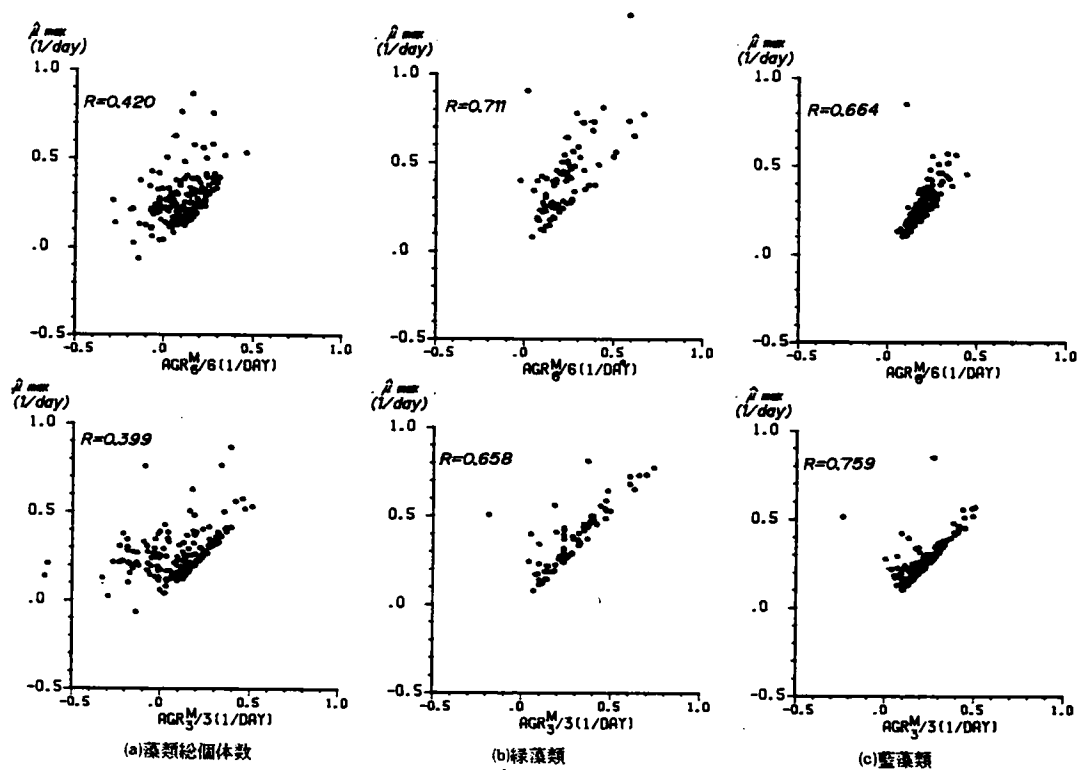


図1-6 藻類種別の  $\hat{\mu}_{max}$  と  $\hat{\mu}_{AGR_j}$  との関係  
(R: 相関係数値)

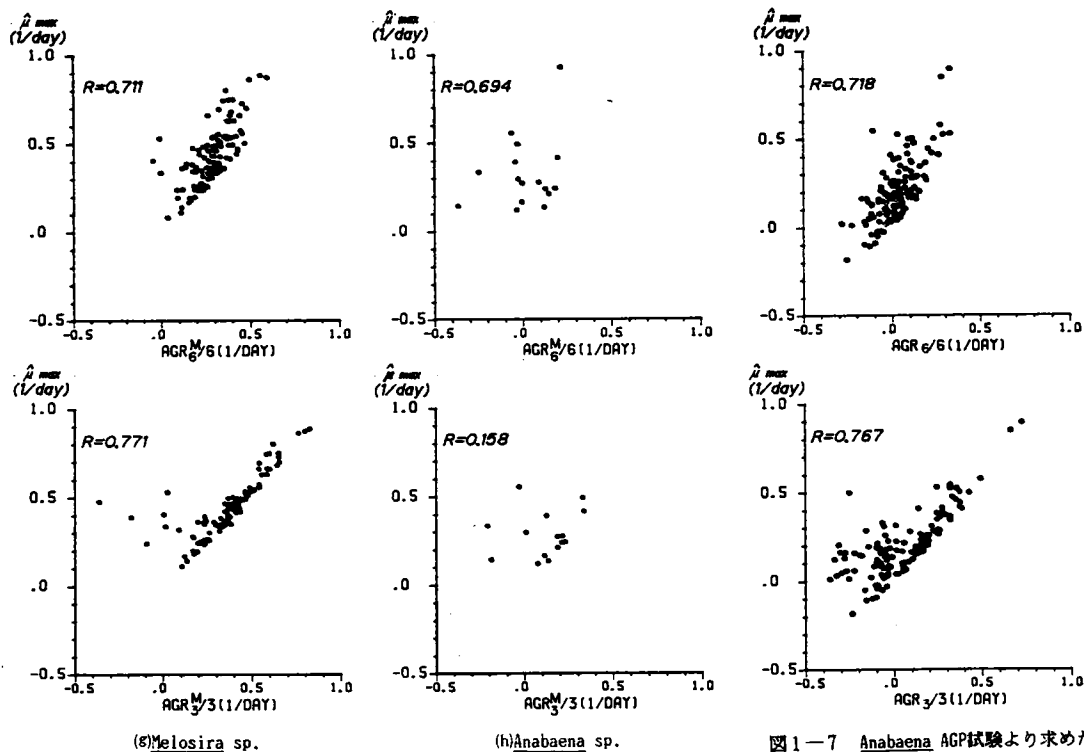


図1-7 *Anabaena* AGP試験より求めた  $\hat{\mu}_{max}$  と  $\hat{\mu}_{AGR_j}$  の関係

いたが、地点及び時点が限定されていたので  $\hat{\mu}_{AGR3}$ ,  $\hat{\mu}_{AGR6}$  についてはデータ数が少ない。

$\hat{\mu}_{AGR3}$ ,  $\hat{\mu}_{AGR6}$  を算定できるが、AGP<sup>M</sup>試験における *Anabaena* sp. の増殖と区別するために、*Anabaena* をつけて、 $\hat{\mu}_{AGRj}$  と記すことにする。図 1—7 が  $\hat{\mu}_{max}$  と 3, 6 日めの  $\hat{\mu}_{AGRj}$  との比較を行ったものである。各々相関係数 0.767, 0.718 であり、3 日めの値が相関は良い。

以上から、 $\hat{\mu}_{max}$  と  $\hat{\mu}_{AGR3}$  及び  $\hat{\mu}_{AGR6}$  より求めた平均増殖速度はほぼ対応関係にあることが認められた。

#### 1.4. AGP<sup>M</sup>試験による藻類増殖の定量化

##### 1.4.1. 藻類増殖モデルについて

微生物の増殖を記述する数学モデルとしては、単純な経験式から、多くのパラメータをもつ複雑な式まで多くのものが提案されている。山根によれば<sup>51)</sup>、これらのモデルは、経験的モデルと機構論的モデルに大別できるが、工学的な見地から望ましいモデルの備えるべき要件として、①モデルの目的を明確に認識すること、②モデルの仮定が明確なこと。これはモデルの適用範囲を明らかにすることにつながる。③含まれるパラメータは実験的にかつ別箇に決定出来ることが望ましい。④可能な限り簡単であることを挙げている。

藻類の増殖モデルについても多くのものが提案されているが、それらの大半は微生物増殖に関して提案された数学モデルをそのまま或いは修正して用いたものが多い。藻類増殖には多くの要因が関与することは、既に示した通りであり、同時に技術的な制約から室内の管理、制御された条件下での実験から得られた係数等が自然水域での藻類増殖を的確に表現しているかも問題である。まず、既存の藻類増殖モデルを整理した後、自然水域への適用上の問題点を検討する。

##### ①藻類増殖モデル

藻類増殖についてのモデル化では、増殖制限要因として何が最も支配的であるかを特定することが重要であり、この支配的要因との関連から増殖モデルが提案されてきた。これ

表 1-9 単一制限要因を考慮した増殖モデル<sup>45,51-54)</sup>  
(主として栄養塩を対象としたもの)

研究者	関 数 形
Monod (1942)	$\mu = f(X) = \mu_{\max} \frac{X}{K+X}$ $\mu$ : 比増殖速度 $\mu_{\max}$ : 最大比増殖速度 $K$ : 半飽和定数 $X$ : 制限栄養塩
Teissier (1942)	$\mu = \mu_{\max}(1 - e^{-kX})$ $k$ : 増殖定数
Shelefら (1968)	$\mu = \mu_{\max}\{1 - \exp(-X/K_a)\}$ $K_a$ : 定数
Blackman	$\mu = KX$ ( $\mu < \mu_{\max}$ , $X < X_c$ ) $X_c$ : 一定値 $\mu = \mu_{\max}$ ( $\mu = \mu_{\max}$ , $X \geq X_c$ )
Moser (1958)	$\mu = \mu_{\max} \left( \frac{X^n}{K+X^n} \right)$ $n$ : 定数
Contois (1976)	$\mu = \mu_{\max} \left( \frac{X}{BP+X} \right)$ $P$ : 微生物濃度, $B$ : 定数
矢野ら (1966)	$\mu = \mu_{\max} / \{1 + k/x + \sum_{i=1}^n (X/K_i)\}$ $n, K_i$ : 定数
Lehmanら (1975) <sup>52)</sup>	$\mu = \mu_{\max} \left( \frac{Q_m - Q}{Q_m - Q_0} \right) \left( \frac{X}{K+X} \right)$ $Q$ : 藻体内の栄養塩量 $Q_m$ : " 最大蓄積容量 $Q_0$ : " 最小栄養塩量
岡田ら (1980) <sup>53)</sup>	$\mu = \mu_{\max} \frac{Q - Q_0}{K + (Q - Q_0)}$ $Q_0$ : $\mu = 0$ となる最小の $Q$ 値
Fuhs (1969) <sup>54)</sup>	$\mu = \mu_{\max}(1 - 2^{(Q-Q_0)/Q_0})$

らの多くは、室内の人為的に制御された環境で、どの要因が最も卓越的に効くかを調べたのち、その要因を制限要因としてモデル化をはかるものである。このように主要な制限要因に関するモデルはそのままでは、自然水域の藻類増殖を表現するためには不十分であり、自然水域における複数の制限要因を考慮した増殖モデルが実際の動態モデルでは採用される。

まず、基本モデルとも呼ぶべき、単一の制限要因として栄養塩を考慮した増殖モデルについて既存の研究を整理すると表 1-9 のようになる。各式中の制限要因  $X$  としては、リン或いは窒素が取り上げられる場合が多い。表に示したモデルの大半が経験的なモデルに属するが、リンの藻体内への摂取、蓄積が、異常増殖現象を説明しうる機構として注目されて以後、この機構をモデルに組み入れた例も見られる。しかし、その機構を取り入れた



ことにより、異常増殖まで含めた増殖を十分説明しえたとする報告は現在までのところみられないようである。栄養塩摂取と増殖を分離したモデルは、機構論的モデルに近いが、摂取速度、内部栄養塩による増殖速度の定数などは実験から推定したり、或いはモデルの検定から決められることが多いことから、その意味では、半経験的なモデルと位置づけることも出来る。

これらの基本モデルのうち最も良く現象を再現するモデルとして利用されるのがMonodモデルである。比増殖速度 $\mu$ は、主要な制限要因Xの関数として、 $\mu = f(X)$ と表現されるがMonodモデルでは $f(X)$ として、直角双曲型の関数で1-6式のように表す。

$$\mu = f(X) = \mu_{\max} \frac{X}{K+X} \quad 1-6$$

ここで、X：制限要因（栄養塩）の濃度

K：半飽和定数

$\mu_{\max}$ ：最大比増殖速度

この関係は、Micahelis-Menten (1913) により、酵素反応速度と基質濃度との関係を示すモデルとして提案されたものであり、後にMonod (1942) によりバクテリア増殖と基質濃度の関係を記述する経験的なモデルとして提案されたものである<sup>45)</sup>。

Monodモデルについて、山根は決定論的、均一的(distributed)、非構造的(unstructured、経験的)モデルの代表的なものであり、微生物増殖を表現する最も簡単なモデルであるとし、次のような仮定に基づくものであると整理している<sup>50)</sup>。

(a)細胞成分を記述するのに微生物濃度を唯一の変数としている。

(b)培地のうち増殖制限(律速)となる基質のみに着目し、他は増殖に影響しない程度に十分ある。

(c)増殖を単一反応のごとく考え、増殖収率は一定とし、動的な遅れは存在しない。

ここで、増殖収率とは、次式で定義されるものである。

$$\text{増殖収率} = \frac{\text{生成した微生物の乾燥重量}}{\text{消費された基質の質量}} = \frac{\text{微生物の増殖速度}}{\text{基質の消費速度}} \quad 1-7$$

表 1-10 藻類増殖に Monod モデルを適用した研究例

研究者	対象とした藻類	制限要因	用いた生物量指標
Eppley ら (1969) <sup>57,70</sup>	海水産藻類	N ( $\text{NH}_4, \text{NO}_3$ )	クロロフィル a
Dugdale (1967) <sup>55)</sup>	<u>Phaeodactylum tricornutum</u> <u>Chaetoceros socialis</u>	P N	酸素量
Tilman (1977) <sup>56)</sup>	<u>Asterionella formosa</u> <u>Cyclotella meneghiniana</u>	Si, P "	個体数
Kilham (1971) <sup>54)</sup>	珪藻類	Si	
Toerien ら (1971) <sup>45)</sup>	<u>Selenastrum capricornutum</u>	P	個体数, 吸光度, 乾燥重量
Ahlgren (1977) <sup>59)</sup>	<u>Oscillatoria agardhii</u>	N, P	個体数 (吸光度より換算)
MacIsaac ら (1969) <sup>60)</sup>	海水産藻類	N	N <sup>15</sup>
Swift ら (1974) <sup>72)</sup>	<u>Thalassiosira pseudonana</u> <u>Monochrysis lutheri</u> <u>Isochrysis galbana</u>	ビタミン B <sub>12</sub>	細胞数

Monod 型の増殖モデルは、藻類増殖と制限要因との関係にも適用され、実験的に確認されている。Monod 型の関係が認められたとする研究事例について整理したのが表 1-10 である。

Monod モデルでは、2つのパラメータで藻類の栄養塩に対する増殖特性を表現していることになる。パラメータの重要性については、半飽和定数 K は低濃度の栄養塩を利用することができるか否かの藻類の相対的能力を示すために、とくに異常増殖を考えるうえでは重要であり、さらに K は温度、及び制限基質の種類により変化すること、また増殖の速い藻類程 K の値は小さいことも報告されている<sup>57)</sup>。

一方、最大比増殖速度  $\mu_{\max}$  も生態学的な解釈をする上で重要であり、種ごとに異なる性質であると同時に、照度、日照時間、水温により異なる値をとること、小型藻類よりも大型藻類で値が小さいこと等が報告されている<sup>57,63)</sup>。

Monod モデルなど基本モデルは、増殖速度が単一の制限要因の関数とみなすもので、複数要因が同時に制限要因となる一般の場合には、これらの基本モデルを組合せることにより、表現されることが多く、動態モデルに応用されている。

無機栄養塩、増殖促進物質など藻類増殖に影響する要因を複数考慮した場合の増殖速度式の一般的な数式表現について以下に検討する。いま増殖を制限する要因を2つ取り上げその影響の程度を $L_1$ ,  $L_2$ と表す。比増殖速度 $\mu$ は $L_1$ ,  $L_2$ の関数 $f(L_1, L_2)$ 及び最大比増殖速度 $\mu_{\max}$ によって次式で一般的に数式表示できる。

$$\mu = \mu_{\max} f(L_1, L_2) \quad 1-8$$

従来の複数要因を制御した藻類増殖に関する実験的研究及びモデル研究より、その関数型を整理すると、表1-11のようである。表には研究者、及び取り上げた要因についても一部示している。従来の湖動態モデルでは藻類の増殖速度式として、乗法型(表1-11②

表1-11 制限要因の表現方法(2要因の例)

関 数 形	研 究 者	備 考
① $L_{ij} = \min(L_i, L_j)$	Blackman (1905) Droop (1975) <sup>65)</sup> Feuillade ら (1975)	Liebigの最小律を根拠 細胞内リンとビタミンB <sub>12</sub> N, P
② $L_{ij} = L_i \times L_j$	Baule (1917)	相乗型
③ $L_{ij} = 1 / (1/L_i + 1/L_j - 1)$		
④ $L_{ij} = 1 / (1/L_i + 1/L_j)$	Jørgensen ら (1981) <sup>66)</sup>	
⑤ $L_{ij} = (L_i + L_j) / 2$	Jørgensen ら (1981) <sup>66)</sup>	
⑥ $L_{ij} = 2 / (1/L_i + 1/L_j)$	Scavia ら (1976) <sup>67)</sup>	

式)が採用されることが多いが、動態モデルの感度分析の結果より、④、⑤式の関数型が採用されることもある。また、①はLiebigの最小律、すなわち制限要因のうち最も濃度の低い要因が増殖を支配するメカニズムを表現したものである。表に示した6つの関数型を $f(\cdot)$ の値が等しくなる、等制限曲線(iso-limitation line)で示すと、図1-8(a)のようになる。さらに $L_1=0.5$ の断面で切り、 $f$ の変化をみたのが、図1-8(b)である。関数型の違いによってその増殖速度は大いに変わることが明らかである。

$f(L_1, L_2)$ の関数型の満たすべき基本的性質としては、①一方の要因の濃度が0になれば、 $f(L_1, L_2) \rightarrow 0$ 、また、②一方が豊富に存在すれば(例えば、 $L_1=1$ )、 $f(L_1, L_2) = L_2$ となることが挙げられる。この点からすると、表1-11に示した関数型のうち

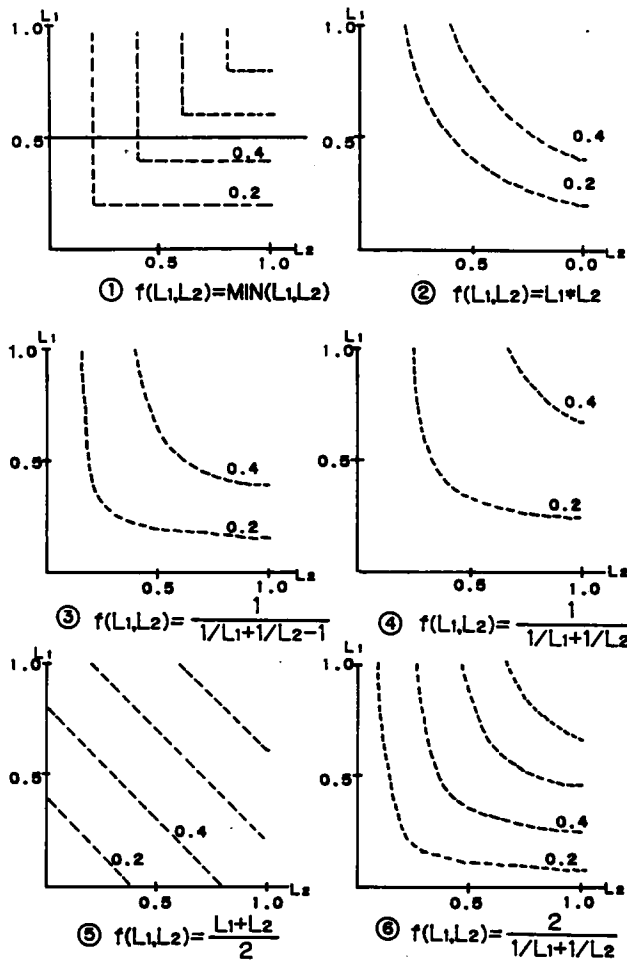


図1-8(a) 2要因による等制限曲線

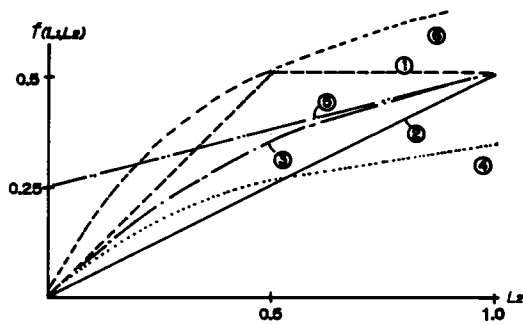


図1-8(b)  $L_1 = 0.5$  とした時の  $f(L_1, L_2)$  の変化  
(番号は表1-11の式番に対応)

には、これらの性質を満足していないものもある(④～⑥)。複数要因を考慮した増殖速度の律速性に関する研究例では、①又は②の関数型があてはまるとの報告も見られるが、関数型を一つに限定するといった、統一的な数式表現は現在のところ未だ無理のようである。

## ②増殖モデルの自然水域への適用について

AGP 試験は回分培養による方法であり、接種した藻類の増殖とともに栄養塩濃度は変化する。このため、先に定義した  $\hat{\mu}_{\max}$  が発現する時点の栄養塩濃度  $X$  は、初期栄養塩濃度を  $X_0$  とするとその値よりも一般に低い濃度となっていること、また、自然水を試水とした場合では制限栄養塩も  $P$  か  $N$  のいずれか或いは、両方が同時に関連している可能性がある。そこで、 $\hat{\mu}_{\max}$  にかえて、3日或いは6日の平均増殖速度に比例する  $AGR_j$  値より、増殖速度をもとめ、各栄養塩ごとにその関連性を検討した。Monod 式を増殖モデルとして採用し、死滅を表す自己分解項も併せて考慮すれば、

$$\begin{aligned}\frac{dM}{dt} &= \mu_{\max} \frac{X}{K+X} M - kM = (\mu - k)M = \hat{\mu}M \\ \hat{\mu} &= \mu_{\max} \frac{X}{K+X} - k\end{aligned}\quad 1-9$$

ここで、 $M$  は自然水系での(現地での)藻類個体数(密度)、 $\mu_{\max}$  は最大比増殖速度、 $X$  は律速栄養塩濃度、 $K$  は半飽和定数、 $k$  は自己分解速度、 $\hat{\mu}$  は自己分解をも考慮したみかけの増殖速度である。

$M$  としては、細胞数、クロロフィル  $a$ 、乾燥重量等が採用されるが、異常増殖現象では、特定の藻類種が、優占的に増殖することが顕著な現象であり、先述のように現象の把握には、個々の藻類種の挙動を追跡することが重要な視点と考え個体数をとった。

1-9 式の定数  $\mu_{\max}$ 、 $K$  等を決定する方法としては先に示した室内での藻類増殖試験より間接的に推定する方法、藻類の現地実測値より直接推定する方法が考えられる。ここで重要な点は 1-9 式が自然水中の藻類濃度  $M$  の変化速度を表現している点である。すなわち最終的には自然水中での藻類動態を予測するわけだが、自然水中での増殖能を直接的にかつ精度良く推定する方法は未だ開発されておらず、室内実験結果から間接的に推定するか、後に示すように種々の仮定をおいたうえで、現地藻類実測値より推定する方法が実際的な方法として利用される。

1.4.2.以降ではこれらの二つの方法により、藻類増殖を定量化するが、室内実験により得た増殖能と自然状態の増殖能が基本的には異なるであろうと言う観点から、室内実験における藻類量を $m$ とし、また係数についても‘(ダッシュ)を付して区別することにした。すなわち、

$$\frac{dm}{dt} = \mu'_{\max} \frac{X}{K' + X} m - k' m = \hat{\mu}' m \quad 1-10$$

$$\hat{\mu}' = \mu'_{\max} \frac{X}{K' + X} - k'$$

ここに $m$ は室内培養系での藻類数であり、他の係数は1-9式と同じである。

また、 $X$ も時間的に変化することから、次式のように表しうる。

$$\frac{dX}{dt} = -\frac{1}{Y} \frac{dm}{dt} \quad 1-11$$

ここで、 $Y$ は1-7式で定義される増殖収率である。1-10式及び1-11式では栄養塩濃度 $X$ は基本的には自然水域での $X$ と同一であると考えられる。

1-10式より次式の関係が成り立つ。

$$\frac{m_{t+\Delta t}}{m_t} = \exp\{(\mu'_{\max} \frac{X_t}{K' + X_t} - k') \Delta t\} = \exp(\hat{\mu}'_t \Delta t) \quad 1-12$$

$m_t, m_{t+\Delta t}$ は時刻 $t, t+\Delta t$  ( $\Delta t$ は時間間隔)での藻類個体数である。また、 $X$ は回分培養の場合では、増殖に伴って減少することから、時刻 $t$ における $X$ を $X_t$ 、その時のみかけの増殖速度を $\hat{\mu}'_t$ で表した。1-12式において $t=0$ とし、その時の藻類個体数、律速栄養塩濃度、みかけの増殖速度を $m_0, X_0, \hat{\mu}'_0$ とすると、

$$\frac{m_{\Delta t}}{m_0} = \exp\{(\mu'_{\max} \frac{X_0}{K' + X_0} - k') \Delta t\} = \exp(\hat{\mu}'_0 \Delta t) \quad 1-13$$

増殖曲線より、3次のspline補間法(1-3式)を用いて滑らかな曲線を得た後、1-4式より、 $t=0$ における傾き $(\frac{dm}{dt})_{t=0}$ を推定すれば、その値と $X_0$ との関係は、

$$(\frac{dm}{dt})_{t=0} = \mu'_{\max} \frac{X_0}{K' + X_0} m_0 - k' m_0 = \hat{\mu}'_0 m_0 \quad 1-14$$

また、 $\hat{\mu}'_0 = \frac{1}{m_0} (\frac{dm}{dt})_{t=0}$ はAGR $t$ より求められる平均増殖速度によっても近似的に表現しうる。すなわち、

$$\hat{\mu}'_0 = \frac{1}{m_0} (\frac{dm}{dt})_{t=0} \approx \frac{1}{\Delta t} \ln(\frac{m_{\Delta t}}{m_0}) = \frac{1}{\Delta t} \text{AGR}_{\Delta t} \quad 1-15$$

この式より次の関係が得られる。

$$\hat{\mu}'_0 = \mu'_{\max} \frac{X_0}{K' + X_0} - k' \approx \frac{1}{\Delta t} \ln(\frac{m_{\Delta t}}{m_0}) \quad 1-16$$

また1-16式を $X_0$ について変形すると1-17式となる。

$$X_0 = \frac{K' \{ \ln(m_{\Delta t}/m_0) + K' \Delta t \}}{(\mu'_{\max} - K') \Delta t - \ln(m_{\Delta t}/m_0)} \quad 1-17$$

ここで  $K' = 0$ ,  $\mu'_{\max} \gg \ln(m_{\Delta t}/m_0) / \Delta t$  のときは,

$$X_0 = \frac{K'}{\mu'_{\max} \Delta t} \ln\left(\frac{m_{\Delta t}}{m_0}\right) = \alpha \ln\left(\frac{m_{\Delta t}}{m_0}\right) \quad 1-18$$

と近似しえる。ここで  $\alpha = K' / (\mu'_{\max} \Delta t)$  である。すでに提唱されている AGP との関連については、対数増殖期で  $\hat{\mu}' = \text{一定}$  とし、また、 $t = 0 \sim t$  間の増殖収率  $Y$  が一定とすれば、

$$Y = -\frac{dm}{dX} = \frac{mt - m_0}{X_0 - X_t} \quad 1-19$$

$m_t$  について変形すれば、

$$mt = m_0 + Y(X_0 - X_t) \quad 1-20$$

一般に AGP では、 $X_t = 0$  となる最大増殖時まで培養されるから  $X_t = 0$ 、また、 $m_0 \ll m_t$  であるから、 $m_t$  は  $X_0$  に比例すると考えてよく、この性質を利用して微量栄養物を定量することができることから、この方法は微生物定量法 (bioassay) と呼ばれる<sup>59</sup>。

1-18式と対比すれば明らかなように AGP法とは  $\ln(m_{\Delta t}/m_0)$  と  $m_t$  との間に比例関係を想定した方法とも言える。

1-18式は1-9式の  $X$  として AGP 試験よりもとめた  $\Delta t$  後の増殖比  $(m_{\Delta t}/m_0)$  の自然対数値を栄養塩濃度と同等に取り扱うことができることを示している。実際1-18式の  $X$  を1-9式へ代入して整理すると次式を得、Monod 型の増殖関係を再現できる。

$$\frac{dM}{dt} = \left\{ \frac{\mu_{\max} \ln(m_{\Delta t}/m_0)}{K'' + \ln(m_{\Delta t}/m_0)} - k \right\} M \quad 1-21$$

ここで  $K'' = K' \cdot \mu'_{\max} \cdot t / K'$  である。 $X$  として  $\ln(m_{\Delta t}/m_0)$  をとる時、 $K$  は無次元となることが無機栄養塩濃度をとる場合と異なる。

また  $\ln(m_{\Delta t}/m_0)$  は時間  $\Delta t$  間の平均増殖速度に比例することから初期値の影響を受けにくいという特徴をもつ。このことは一般に最大増殖量で定義する AGP では、静止期までの増殖速度が  $\hat{\mu}_{\max}$  でほぼ一定であるとする、

$$mt = m_0 \exp(\hat{\mu}_{\max} t_{\max}) \quad 1-22$$

となり、最大増殖量  $m_t$  が、初期藻類量  $m_0$  と最大増殖量に達する時間  $t_{\max}$  との両方に影響さ

れることと対照的である。

#### 1.4.2. AGP<sup>m</sup>試験による藻類増殖速度の定量化

AGP<sup>m</sup>試験から最大増殖速度  $\hat{\mu}_{\max}$  が求められるが、 $\hat{\mu}_{\max}$  は別途定義したAGR<sub>j</sub>と相関が高いのは、先述のとうりであり、 $\hat{\mu}_{\max}$  の生じる時期は試水によりまちまちであるため、培養日数を限定したAGR 値をもとに得られる増殖特性について検討を加える。

##### ① $\hat{\mu}_0$ の推定

AGP<sup>m</sup>試験より、例えば図1—9に示したような増殖曲線が得られる。AGP<sup>m</sup>試験ではmとして種別藻類個体数を測定しているので、藻類総個体数についても個々の藻類種についても、その増殖曲線を得ることができる。みかけの増殖速度  $\hat{\mu}_0$  は増殖曲線から求める方法としては、mをspline補間により滑らかな曲線により補間したうえで  $t=0$  での  $\frac{1}{m_0}(\frac{dm}{dt})_{t=0}$  を求める方法と、AGR<sub>j</sub>より0～j日めの平均増殖速度から求める方法が考えられる。両者の方法で求めた  $\hat{\mu}_0$  の相関関係を藻類総個体数について、図1—10に示した。相関係数はAGR<sub>3</sub>でR=0.915、AGR<sub>6</sub>でR=0.487である。ほぼ、AGR<sub>3</sub>による平均増殖速度で表すことが可能であるので、以下ではAGR<sub>3</sub>を用いることにする。

AGR<sub>3</sub>値より、みかけの増殖速度  $\hat{\mu}_0$  について求めた結果を表1—12に示した。表1—12(a)は、藻類総個体数について、(b)～(h)は各々緑藻類、藍藻類、珪藻類、*Anabaena* sp., *Pediastrum* sp., *Staurastrum* sp., *Melosira* sp. についての値である。また、表中 ‘---’ は、試水中に当該の藻類種が存在しない場合や、欠測値（測定対象外地点）であることを示す。みかけの増殖速度は、供試藻類とした自然水中に存在する藻類種が種々の成長過程の段階にあり、必ずしも、対数増殖期にはないことから、藻類種に関して、平均的、総括的な増殖速度となっており、比増殖速度と自己分解、動物プランクトンによる捕食など減少速度の差を表している。また、試水によっては、栄養塩濃度が低く存在する藻類数も比較的少ない場合には、負値をとる場合もありうる。従来のAGP では、貧栄養湖の湖水を対象とする場合では、減少傾向を示すことがあり、この時の最大増殖量は算定しえないが、AGR 値では減少傾向は負値をとることにより栄養塩濃度の希薄な試水までを含めて評価対象とできることが特徴である。



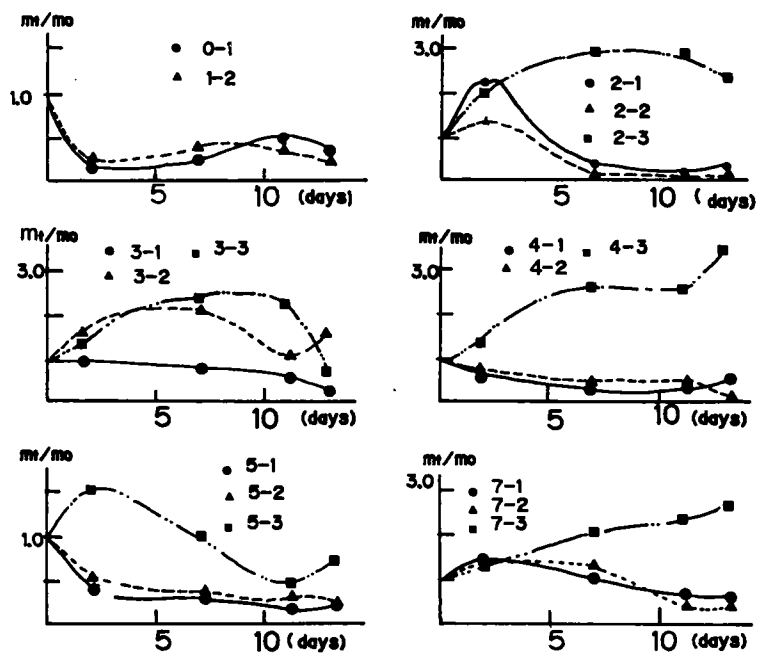


図1—9(a)  $AGP^M$ 試験における増殖曲線の例

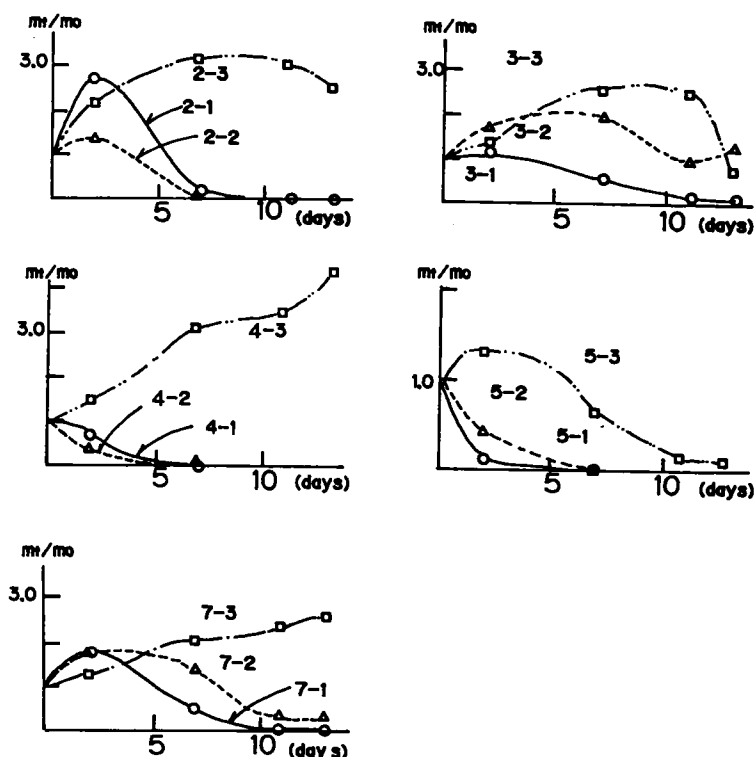


図1—9(b)  $AGP^M$ 試験における *Anabaena* の増殖曲線の例

表 1-12 種別藻類の  $AGR_3^M$  より求めた  $\hat{\mu}_i$ 。(単位: 1/日)

AGPH-TEST NO. 1									AGPH-TEST NO. 6								
NO. PO.	(a) TOTAL	(b) GREEN	(c) BLUE-GR	(d) DIATOM	(e) ANABA.	(f) PEDIA.	(g) STAURA	(h) NELOSIRA	NO. PO.	(a) TOTAL	(b) GREEN	(c) BLUE-GR	(d) DIATOM	(e) ANABA.	(f) PEDIA.	(g) STAURA	(h) NELOSIRA
110(-2)	0.364	0.290	---	---	0.544	---	---	---	110(-2)	0.174	0.187	---	0.224	---	---	0.204	0.371
211(-2)	0.145	0.198	---	---	---	---	---	---	211(-2)	0.322	0.427	---	0.064	---	---	0.413	0.141
312(-1)	0.141	0.243	---	---	---	---	---	---	312(-1)	0.109	0.129	---	0.278	---	---	0.182	0.348
412(-2)	0.144	0.275	0.411	---	0.344	---	---	---	412(-2)	0.273	0.194	---	0.460	---	0.177	0.152	0.437
512(-3)	0.215	0.278	0.370	0.750	---	---	---	---	512(-3)	0.279	0.215	1.370	0.378	---	0.270	0.174	0.363
613(-1)	0.230	0.318	0.395	0.475	---	---	---	---	613(-1)	0.144	0.080	---	0.284	---	0.272	0.142	0.288
713(-2)	0.391	0.279	---	0.430	---	---	---	---	713(-2)	0.312	0.316	0.394	0.515	---	---	0.339	0.700
813(-3)	0.205	0.244	---	0.534	---	---	---	---	813(-3)	0.389	0.412	---	0.622	---	0.208	0.539	0.534
914(-1)	0.333	0.330	---	0.475	---	---	---	0.285	914(-1)	0.224	0.244	0.408	0.348	0.555	0.271	0.197	0.343
1014(-2)	0.224	0.215	---	0.738	---	---	---	---	1014(-2)	0.151	0.233	0.540	0.298	---	0.261	0.185	0.243
1114(-3)	0.231	0.450	0.450	0.800	---	---	---	---	1114(-3)	0.162	0.222	0.248	0.353	0.297	0.182	0.372	0.239
1215(-1)	0.291	0.283	0.773	0.407	---	---	---	0.375	1215(-1)	0.139	0.305	0.187	0.295	---	0.236	0.222	0.263
1315(-2)	0.293	0.182	---	0.405	---	---	---	0.569	1315(-2)	0.138	0.384	0.274	0.273	0.391	0.414	---	0.300
1415(-3)	0.191	0.214	0.481	0.569	---	---	---	---	1415(-3)	0.312	0.296	1.331	0.300	1.736	0.220	0.245	0.333
1517(-1)	0.229	0.240	---	0.624	---	---	---	0.401	1517(-1)	0.109	0.213	0.345	0.234	---	0.176	0.175	0.239
1617(-2)	0.149	0.242	0.485	0.713	---	---	---	---	1617(-2)	0.171	0.224	0.261	0.234	---	0.221	0.192	0.254
1717(-3)	0.208	0.179	0.730	0.558	---	---	---	0.464	1717(-3)	0.582	0.514	0.504	0.390	0.929	0.311	0.234	0.310

AGPH-TEST NO. 2									AGPH-TEST NO. 7								
NO. PO.	(a) TOTAL	(b) GREEN	(c) BLUE-GR	(d) DIATOM	(e) ANABA.	(f) PEDIA.	(g) STAURA	(h) NELOSIRA	NO. PO.	(a) TOTAL	(b) GREEN	(c) BLUE-GR	(d) DIATOM	(e) ANABA.	(f) PEDIA.	(g) STAURA	(h) NELOSIRA
110(-2)	0.039	0.235	---	---	0.448	---	---	0.209	110(-2)	0.261	0.124	---	0.545	---	---	0.112	---
211(-2)	0.039	0.248	---	---	---	---	---	0.405	211(-2)	0.208	0.099	---	0.099	0.492	0.343	0.090	---
312(-1)	0.133	0.234	0.421	0.277	---	---	0.200	0.405	312(-1)	0.417	0.366	0.442	0.344	---	0.391	0.142	---
412(-2)	0.242	0.214	0.281	0.504	---	---	---	0.728	412(-2)	0.387	0.252	0.584	0.545	0.414	0.215	---	0.422
512(-3)	0.227	0.214	0.371	0.688	---	---	---	0.660	512(-3)	0.208	0.458	0.403	0.419	0.819	0.161	0.321	0.422
613(-1)	0.197	0.210	0.332	0.527	---	---	---	0.200	613(-1)	0.036	0.158	0.403	0.456	0.119	0.184	0.221	0.249
713(-2)	0.344	0.194	0.780	0.492	---	---	---	0.357	713(-2)	0.478	0.168	0.804	0.339	0.704	0.178	0.802	---
813(-3)	0.284	0.248	0.341	0.539	---	---	---	0.415	813(-3)	0.174	0.212	0.460	0.347	0.210	0.094	---	0.420
914(-1)	0.175	0.223	0.331	0.505	---	---	---	0.442	914(-1)	0.216	0.344	0.271	0.550	0.143	0.244	0.343	0.693
1014(-2)	0.324	0.280	0.358	0.611	---	---	---	0.435	1014(-2)	0.196	0.344	0.474	0.432	0.243	0.270	---	0.423
1114(-3)	0.264	0.441	0.734	0.543	---	---	---	0.845	1114(-3)	0.131	0.344	0.077	0.577	---	0.344	0.163	0.235
1215(-1)	0.244	0.294	0.734	0.643	---	---	---	0.240	1215(-1)	0.021	0.132	0.184	0.751	---	0.344	0.110	0.750
1315(-2)	0.318	0.351	0.431	0.822	---	---	---	0.629	1315(-2)	0.240	0.371	0.201	0.630	0.271	0.402	0.344	0.487
1415(-3)	0.242	0.282	0.084	0.198	---	---	0.169	0.259	1415(-3)	0.144	0.222	0.247	0.495	0.274	0.202	0.522	0.346
1517(-1)	0.197	0.334	0.346	0.332	---	0.560	0.265	0.643	1517(-1)	0.121	0.200	0.419	0.550	0.137	0.090	0.345	0.446
1617(-2)	0.299	0.311	0.810	0.405	---	---	---	---									
1717(-3)	0.299	0.311	0.810	0.405	---	---	---	---									

AGPH-TEST NO. 3									AGPH-TEST NO. 8								
NO. PO.	(a) TOTAL	(b) GREEN	(c) BLUE-GR	(d) DIATOM	(e) ANABA.	(f) PEDIA.	(g) STAURA	(h) NELOSIRA	NO. PO.	(a) TOTAL	(b) GREEN	(c) BLUE-GR	(d) DIATOM	(e) ANABA.	(f) PEDIA.	(g) STAURA	(h) NELOSIRA
110(-2)	0.345	0.176	---	---	---	---	---	---	110(-2)	0.212	0.174	---	---	---	---	0.180	---
211(-2)	0.223	0.180	---	---	---	---	---	---	211(-2)	0.140	0.159	---	0.175	---	---	0.157	---
312(-1)	0.197	0.209	---	0.202	---	---	---	---	312(-1)	0.254	0.183	---	---	---	0.189	0.160	---
412(-2)	0.227	0.222	---	0.473	---	---	0.137	---	412(-2)	0.111	0.184	---	---	---	---	0.157	---
512(-3)	0.331	0.200	---	0.622	---	---	---	---	512(-3)	0.154	0.183	---	---	---	---	0.157	---
613(-1)	0.262	0.118	---	---	---	---	---	0.240	613(-1)	0.210	0.197	---	---	---	0.254	0.165	---
713(-2)	0.347	0.285	---	0.571	---	---	---	---	713(-2)	0.196	0.259	---	---	---	---	0.259	---
813(-3)	0.287	0.847	---	0.725	---	---	---	---	813(-3)	0.377	0.188	---	0.336	---	0.305	0.139	0.543
914(-1)	0.213	0.132	---	0.401	---	---	0.144	---	914(-1)	0.201	0.211	---	0.404	---	0.319	0.238	---
1014(-2)	0.181	0.306	---	0.104	---	---	0.245	---	1014(-2)	0.222	0.219	---	0.570	---	0.519	0.449	0.489
1114(-3)	0.153	0.306	---	0.104	---	---	---	0.453	1114(-3)	0.170	0.264	---	0.425	---	0.535	0.134	0.472
1215(-1)	0.333	0.212	---	0.522	---	---	---	0.545	1215(-1)	0.209	0.306	---	0.394	---	0.323	0.224	0.195
1315(-2)	0.349	0.244	---	0.317	---	---	---	0.325	1315(-2)	0.254	0.183	---	0.425	---	0.325	0.170	0.422
1415(-3)	0.245	0.234	---	0.597	---	---	0.714	0.889	1415(-3)	0.252	0.340	---	0.405	---	0.320	0.274	0.343
1517(-1)	0.383	0.184	0.113	0.481	---	---	0.098	0.542	1517(-1)	0.114	0.231	---	0.393	---	0.321	0.287	0.443
1617(-2)	0.234	0.163	---	0.113	---	---	0.113	0.367	1617(-2)	0.168	0.211	---	0.495	---	0.104	0.451	0.474
1717(-3)	0.153	0.228	---	0.471	---	---	0.137	0.405	1717(-3)	0.350	0.251	---	0.494	---	0.320	0.160	0.504

AGPH-TEST NO. 4									AGPH-TEST NO. 9								
NO. PO.	(a) TOTAL	(b) GREEN	(c) BLUE-GR	(d) DIATOM	(e) ANABA.	(f) PEDIA.	(g) STAURA	(h) NELOSIRA	NO. PO.	(a) TOTAL	(b) GREEN	(c) BLUE-GR	(d) DIATOM	(e) ANABA.	(f) PEDIA.	(g) STAURA	(h) NELOSIRA
110(-2)	0.163	0.351	---	---	---	---	---	0.313	110(-2)	0.193	0.235	0.251	0.383	---	---	0.233	---
211(-2)	0.217	0.105	---	---	---	---	---	0.094	211(-2)	0.427	0.268	0.140	0.297	---	---	0.251	0.320
312(-1)	0.174	---	---	0.208	---	---	---	0.244	312(-1)	0.275	0.174	0.183	0.452	---	---	0.109	---
412(-2)	0.229	0.248	---	0.149	---	---	---	---	412(-2)	0.243	0.229	0.250	0.506	---	---	0.202	0.414
512(-3)	0.240	0.393	---	0.395	---	---	0.387	---	512(-3)	0.244	0.204	0.723	0.279	---	0.264	0.304	0.373
613(-1)	0.190	0.273	---	0.338	---	---	---	0.245	613(-1)	0.213	0.227	0.173	0.588	---	0.410	0.116	0.484
713(-2)	0.403	0.509	---	0.350	---	---	0.251	0.407	713(-2)	0.119	0.134	0.268	0.864	---	0.412	0.155	---
813(-3)	0.271	0.444	---	0.295	---	---	0.193	0.397	813(-3)	0.161	0.268	0.317	0.341	---	0.341	0.218	0.364
914(-1)	0.272	0.245	---	0.122	---	---	---	0.078	914(-1)	0.248	0.235	0.447	0.330	---	0.403	0.127	0.372
1014(-2)	0.127	0.211	---	0.085	---	---	---	0.085	1014(-2)	0.241	0.161	0.438	0.547	---	0.324	0.181	0.394
1114(-3)	0.390	0.334	---	0.373	---	---	---	0.381	1114(-3)	0.360	0.289	0.440	0.604	---	0.231	0.452	0.344
1215(-1)	0.214	0.265	---	0.235	---	---	---	0.234	1215(-1)	0.263	0.174	0.223	0.491	---	0.226	0.188	0.222
1315(-2)	0.247	0.300	---	0.687	---	---	---	0.321	1315(-2)	0.300	0.344	0.323	0.426	---	0.238	0.117	0.341
1415(-3)	0.516	0.539	0.391	0.698	---	---	---	0.248	1415(-3)	0.321	0.144	0.337	0.583	---	---	0.138	0.874
1517(-1)	0.480	0.439	---	0.297	---	---	---	0.243	1517(-1)	0.168	0.215	0.229	0.343	---	0.432	0.102	0.393
1617(-2)	0.360	0.449	---	0.569	---	---	---	0.244	1617(-2)	0.180	0.184	0.174	0.381	---	0.313	0.263	0.429
1717(-3)	0.420	0.427	---	0.607	---	---	---	0.251	1717(-3)	0.138	0.360	0.342	0.425	---	0.433	0.307	0.521

AGPH-TEST NO. 5									AGPH-TEST NO. 10								
NO. PO.	(a) TOTAL	(b) GREEN	(c) BLUE-GR	(d) DIATOM	(e) ANABA.	(f) PEDIA.	(g										

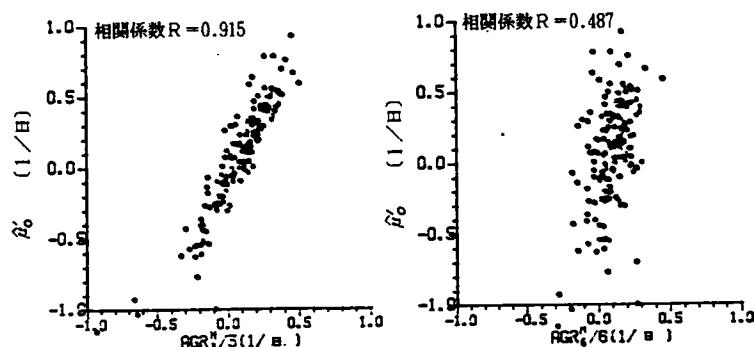


図1-10 総個体数の  $\hat{\mu}_0$  と  $\frac{1}{t} \text{AGP}_t^M$  との関係

## ② $\mu'_{\max}$ , $K'$ , $k'$ の推定

1-10式において  $\hat{\mu}_0$  及び初期栄養塩濃度  $X_0$  から,  $\mu'_{\max}$ ,  $K'$ ,  $k'$  を推定する方法を以下に示す。自己分解速度  $k$  が別途実験的に推定できれば  $\mu'_{\max}$ , 及び  $K'$  は,  $k' = 0$  の場合では, Lineweaver-Burk plot<sup>50)</sup> や, Counotte<sup>64)</sup> の提案する方法を適用することにより決定することができる。しかし藻類に限らず微生物の自己分解速度の定義は明確ではなく, その測定も困難である。ここでは増殖曲線より得た, みかけの増殖速度  $\hat{\mu}_0$  及び初期栄養塩濃度  $X_0$  より, 同時に3つの係数を推定する非線形回帰による方法を示す。次式のように増殖曲線より得た  $\hat{\mu}_0$  と初期栄養塩濃度  $X_0$  より求めた  $\tilde{\mu}_0$  (推定値) の差の二乗和が最小になるよう  $\mu'_{\max}$ ,  $K'$ ,  $k'$  を決定する方法をとった。

$$\sum_{i=1}^n \{ \hat{\mu}_{0,i} - (\mu'_{\max} \frac{X_{0,i}}{K' + X_{0,i}} - k') \}^2 \rightarrow \min \quad 1-23$$

ここで  $\hat{\mu}_{0,i}$ ,  $X_{0,i}$  は各々  $i$  回目の各地点毎の増殖曲線より得たみかけの増殖速度, 初期栄養塩濃度であり,  $n$  はデータ数である。非線形最小二乗法としてはマルカート法などが利用できる。

### 1.4.2. AGP<sup>M</sup>による増殖能とその特性分析

AGP<sup>M</sup>試験は湖水中に存在する藻類自身を供試藻類としており, 測定も藻類種別個体数を計数しているため, 解析対象として藻類総個体数をとることも個々の藻類種をとることも可能である。

#### ① みかけの増殖速度 $\hat{\mu}_0$ と初期水質濃度 $X_0$

AGP<sup>M</sup>試験では初期の水質濃度NH<sub>4</sub><sup>+</sup>-N, NO<sub>2</sub><sup>-</sup>-N, NO<sub>3</sub><sup>-</sup>-N, PO<sub>4</sub><sup>3-</sup>を測定している。窒素については、無機態窒素INON (=NH<sub>4</sub><sup>+</sup>-N + NO<sub>2</sub><sup>-</sup>-N + NO<sub>3</sub><sup>-</sup>-N) として算定した。これらの水質値とAGR<sub>3</sub>より求めたみかけの増殖速度 $\hat{\mu}_0$ の関係を図1-11~1-18に示した。藻類総個体数については、PO<sub>4</sub><sup>3-</sup>、無機態Nで全体的に比例関係を認められるが一定濃度に対する $\hat{\mu}_0$ のバラツキも大きく、特に低濃度における変動が大きい。

図1-12~図1-14は、緑藻類、藍藻類、珪藻類別の $\hat{\mu}_0$ と初期水質の関係を示したものである。緑藻類では、PO<sub>4</sub><sup>3-</sup>、無機態Nでは水質値と比例関係がみられるが、いずれも濃度の低い範囲では $\hat{\mu}_0$ の変動も見られる。藍藻類、珪藻類では特に顕著な傾向は見られない。図1-15~図1-18は、個々の藻類種に着目した場合である。*Anabaena* sp.ではデータ数も少ないこともあるが、特に傾向は見られない。*Staurastrum* sp., *Pediastrum* sp., *Melosira* sp.についても、特に一定の関係は見られないが、低濃度の範囲で $\hat{\mu}_0$ の変動が同様に認められる。

## ②AGR<sub>3</sub>値と $\hat{\mu}_0$

AGR<sub>3</sub>値がMonod モデルの律速栄養塩Xのかわりに用いることを示したが、AGP<sup>M</sup>試験より得られた種別藻類のAGR<sub>3</sub>値と藻類総個体数 $\hat{\mu}_0$ との関係を検討した。AGR<sub>3</sub>値を1-9式のMonod モデルのXとして利用するときは、自己分解速度 $k' = 0$ の条件では、AGR<sub>3</sub>=0の時 $\hat{\mu}_0 = 0$ 、AGR<sub>3</sub>→∞の時、 $\hat{\mu}_0 \rightarrow \mu_{\max}$ 。また、AGR<sub>3</sub>→-K'の時には、 $\hat{\mu}_0 \rightarrow -\infty$ となる。その変化の概略を示すと、図1-19が得られる。k' ≠ 0の時は、図中の関数曲線を下方にk'だけ並行移動した点線で示された関数となる。

$\hat{\mu}_0$ として、藻類総個体数を取り、AGR<sub>3</sub>として種別の値をとると図1-20が得られる。図1-19に示したような関係が緑藻、藍藻、珪藻類で認められる。また傾向のみであるが、*Staurastrum* sp. についても認められる。*Anabaena* sp.では、データ数の制約もあり、このような関係は見られないが、ほぼ直線で近似できその曲線が(AGR<sub>3</sub>,  $\hat{\mu}_0$ ) = (0, 0)

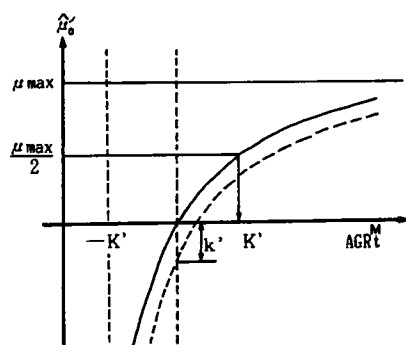


図1-19 AGR<sub>3</sub><sup>M</sup>を律速要因としたMonodモデルの概略

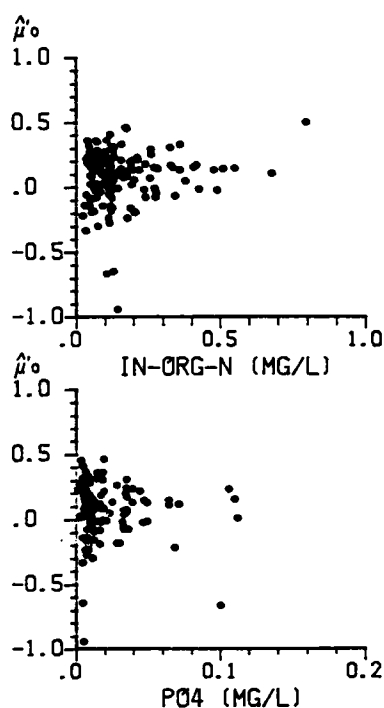


図1-11 総個体数の $\hat{\mu}_0$ と初期水質

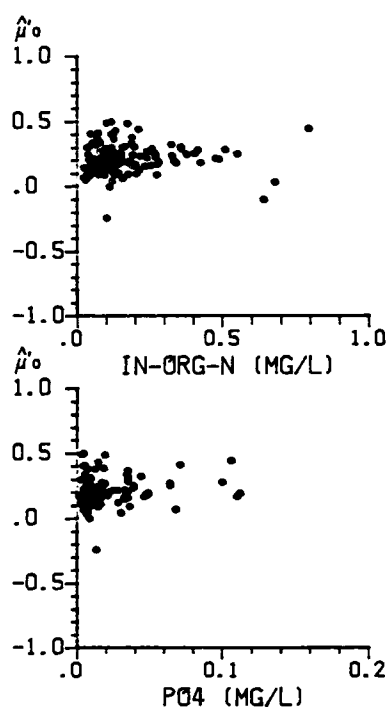


図1-12 緑藻類の $\hat{\mu}_0$ と初期水質

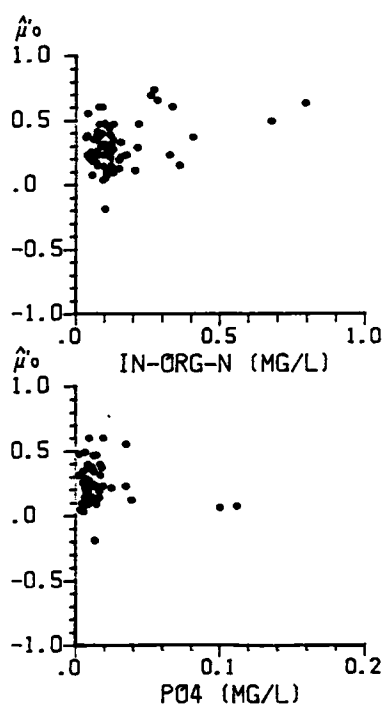


図1-13 藍藻類の $\hat{\mu}_0$ と初期水質

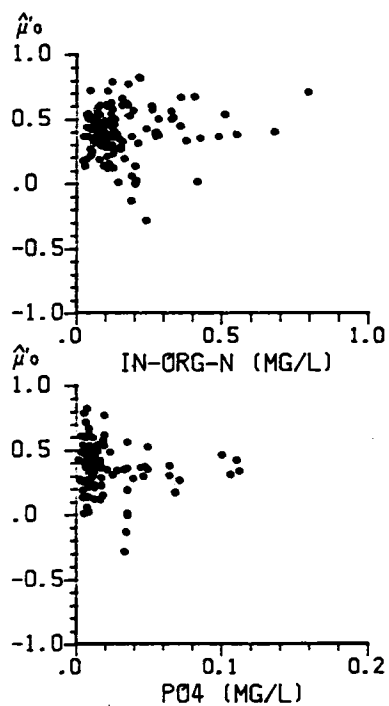


図1-14 珪藻類の $\hat{\mu}_0$ と初期水質

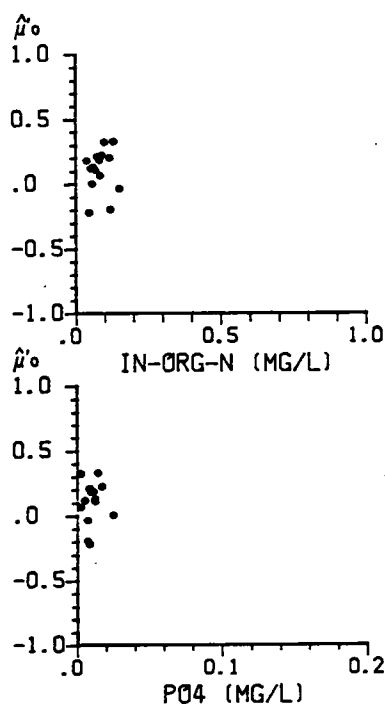


図1-15 Anabaenaの $\mu_0$ と初期水質

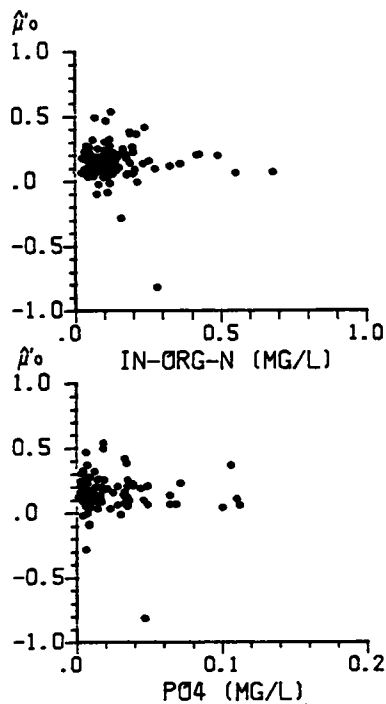


図1-16 Staurastrumの $\mu_0$ と初期水質

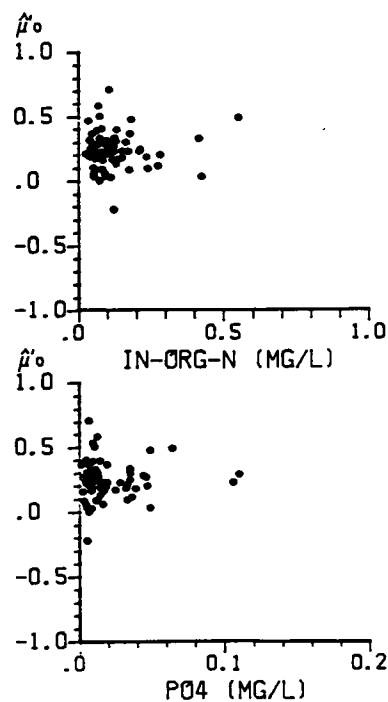


図1-17 Pediastrumの $\mu_0$ と初期水質

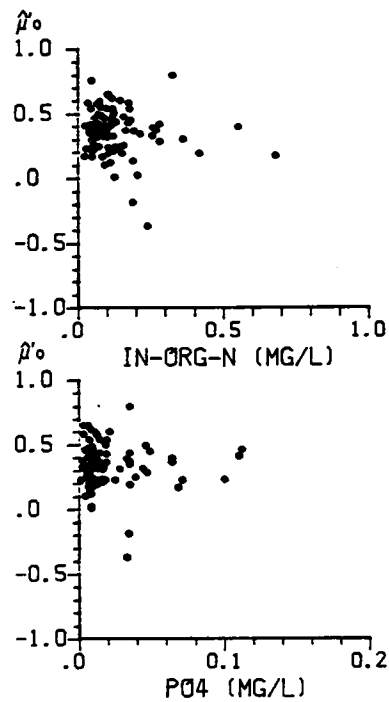


図1-18 Melosiraの $\mu_0$ と初期水質

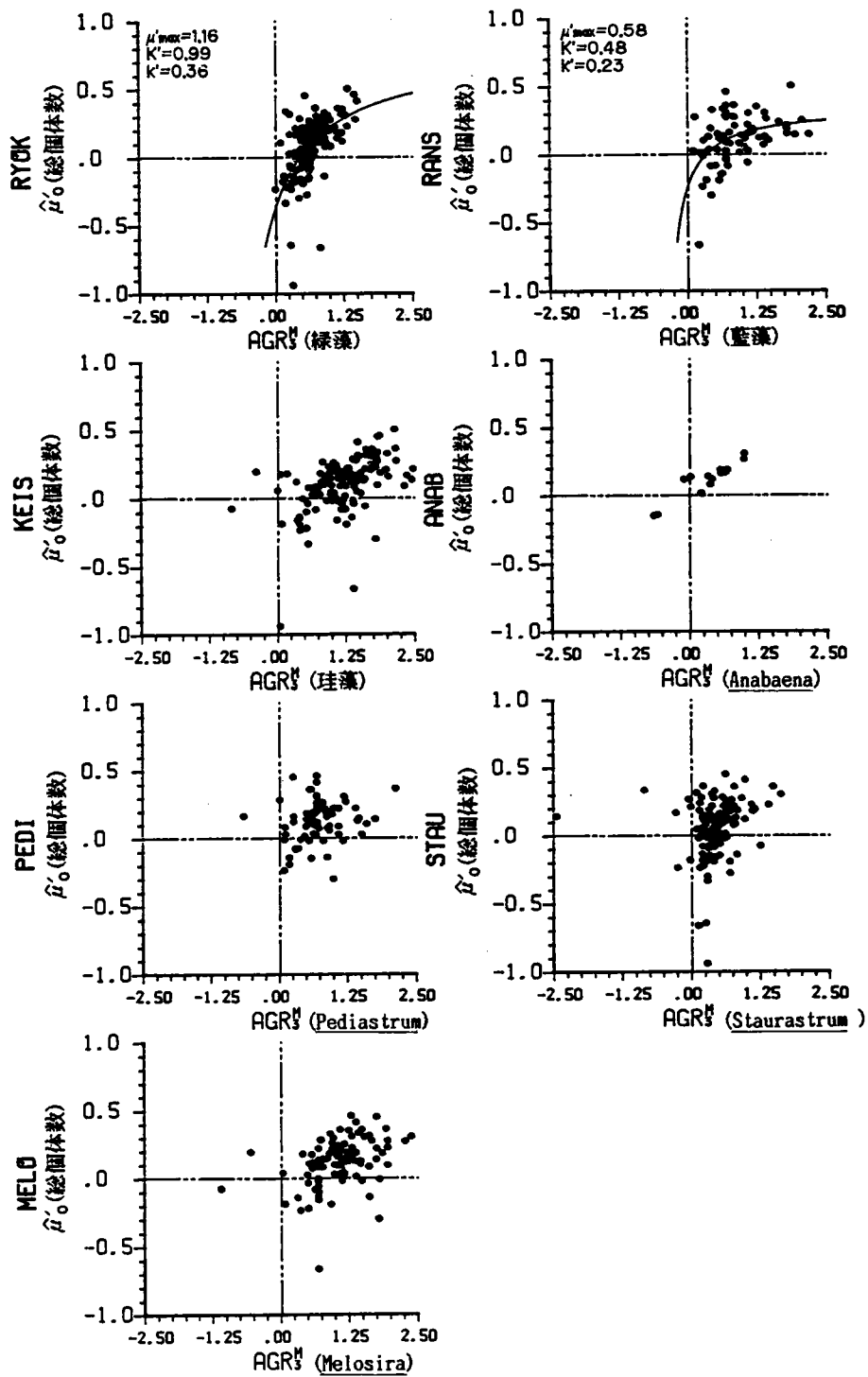


図1-20 藻類別AGR<sub>3</sub><sup>M</sup>と $\hat{y}'$ (総個体数:1/日)との関係

を通ることから自己分解速度  $k'=0$  とみなしうる。Pediastrum sp., Melosira sp. では、変動も大きく明確な関係は見られない。

### ③ 最大比増殖速度 $\mu'_{\max}$ と定数 $K'$ , 死滅速度 $k'$ の同時推定

図1-20から、種類によってはAGR値とみかけの増殖速度  $\hat{\mu}'_0$  について部分的にはあるがMonod モデルの成立することを確認できた。そこで試験結果より特にMonod 型の関数関係が適合すると考えられる緑藻類、藍藻類について1-23式により  $\mu'_{\max}$ ,  $K'$ ,  $k'$  の推定を行った。結果を図1-20に併記した。定数は図中に示したが併せてMonod 型関数を再現しデータのあてはまりの良さを示した。Monod 型関数は各ケースで若干差は見られるものの適合性は良く、相関係数では緑藻、藍藻類で各々0.55, 0.51であった。しかしAGR値別の  $\hat{\mu}'_0$  も分布することから、得られたMonod 関数は平均的な増殖速度を表していると考えられる。

動態解析への適用の点から、図1-20を解釈すると、緑藻、或いは藍藻類のAGR値をMonod モデルのXとして利用することにより、富栄養状態の総括的な指標として藻類総個体数の予測を行いうることを示している。また、藍藻類のAGR値を継続的に計測することにより、湖水の藍藻類にとっての栄養状態をモニタリングすることができ、特にAnabaena sp., Phormidium sp.などの藍藻類が水資源の水質管理上重要なことから、AGR 測定の意味は高いものと考えられる。

## 1.5. Anabaena AGP による増殖能とその特性分析

Anabaena AGPは本研究で用いたAGP 試験の分類では不特定藻類を供試藻類とするAGP 試験に相当するが、供試藻類として琵琶湖南湖に多発するAnabaena macrospora を供試藻類としていること、試験結果をAGR という形で評価することが相違点である。とくに後者は、①湖水を対象とした試験では、水域により栄養塩濃度が低いことも有るため、必ずしも増殖傾向を示さないこともあり、減少傾向を示す場合では、従来の評価指標である最大増殖量が算定しえないこと。②湖の富栄養化状態をAGR により継続的に測定する時、初期藻類個体数が変動する可能性があるため、最大増殖量ではなく最大増殖速度にほぼ相当する指標としてAGR 値を用いる。AGR 値では増殖速度に注目しているため初期値の大小は基本的



には関係せず、従来の最大増殖量をAGP とする試験では初期値の影響をうけることと対照的である。

Anabaena AGPの測定結果の例を図1-21に示す。Anabaena AGPでは湖内15調査地点の試水に加えて、CHU NO.10、蒸留水を培養液とした場合についても併せて試験している。初期のAnabaena個体数、活性度はいずれも同じであると考えられるが、増殖パターンは地点により大きく異なることが明らかである。Anabaena AGP試験結果より算定したAnabaena AGR は富栄養化の状態指標として有用であるが同時にAnabaenaの増殖能を定量化しうる点でも重要である。

#### 1.5.1. 臭気発生原因藻類（Anabaena）の増殖能の定量化

1.4.では藻類総個体数、藻類種別個体数を取り上げ増殖能の定量化方法を示したが、同じ方法を臭気発生原因藻類の一つであるAnabaenaに適用した。

Anabaenaのみかけの増殖速度を決定する方法としては、

①現地Anabaena実測値を用いる方法

②Anabaena AGP試験による方法

③AGP<sup>M</sup>試験による方法

が考えられる。①の現地実測値による決定法の詳細については、第Ⅱ編第1章3節に示した。

Anabaenaが異常発生した昭和58年8、9月の調査実測値より算定した現地におけるみかけの増殖速度 $\hat{\mu}$ の分布を図1-22に示した。平均 0.175 (1/日), 標準偏差 0.472 (1/日) が得られた。

図1-23は②のAnabaenaAGP 試験より3日、6日の増殖比より求めた $\hat{\mu}$ の分布を示したものである。いずれの場合も単峰型の分布を示し、ほぼ正規分布で近似しうる。みかけの増殖速度は 0.035 (1/日) となる。AGP 試験でも試水にAnabaenaが存在すればその増殖曲線より $\hat{\mu}$ を求められる(③の方法)。3、6日めの増殖比より求めた $\hat{\mu}$ の分布を図1-24に示す。AGP より得られる $\hat{\mu}$ は①、②の方法に比べデータ数が制限されるが、AGP<sup>3</sup>では平均値-0.020 (1/日), 標準偏差 0.218 (1/日), AGP<sup>6</sup>では平均値-0.017 (1/日), 標準偏差 0.249 (1/日) 1 (1/日) が得られた。

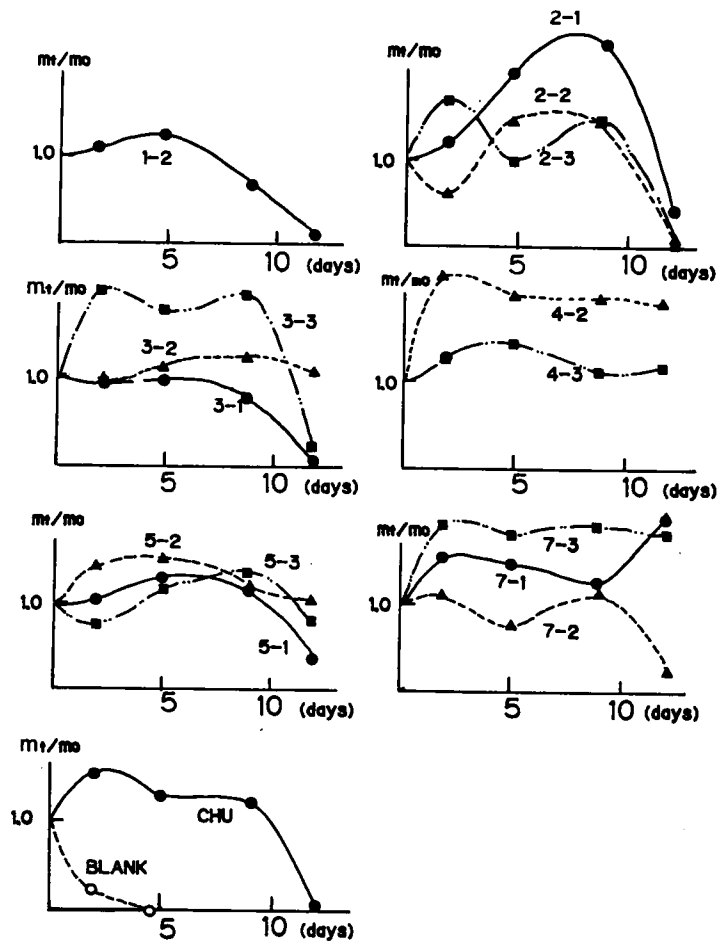


図 1—2 1 Anabaena AGP試験における増殖曲線の例

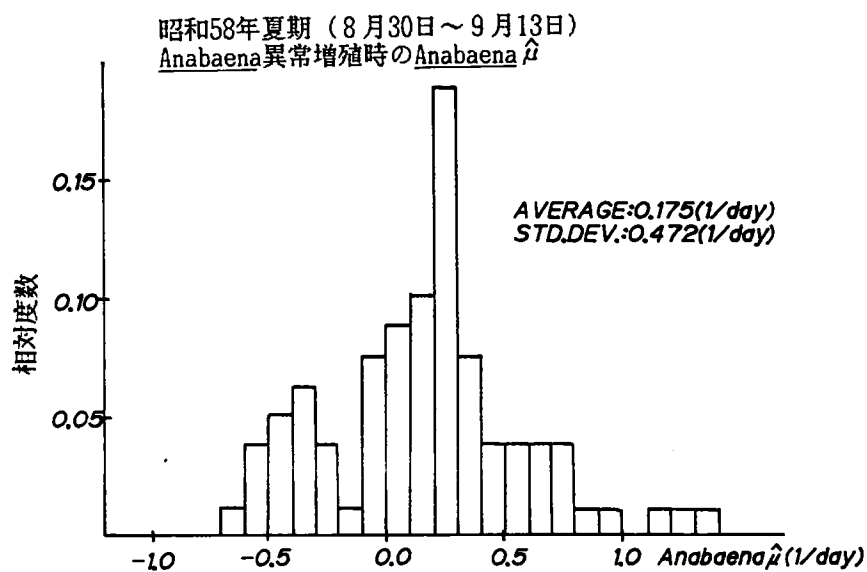


図1-22 Anabaenaの  $\hat{\mu}$ （現地実測地による）分布

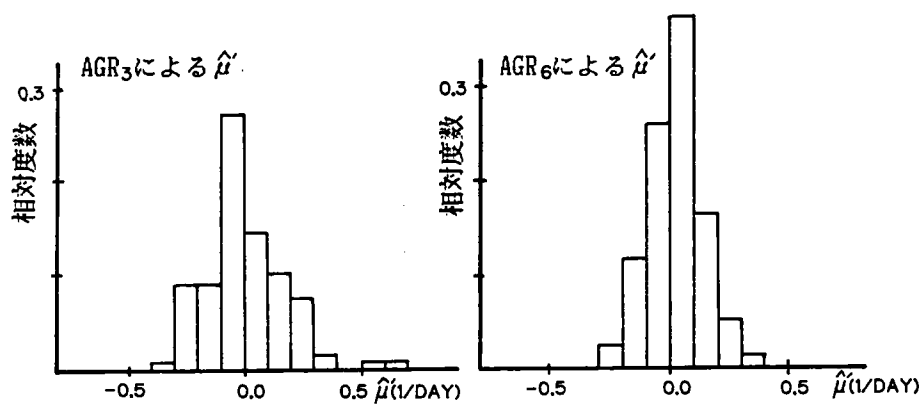


図1-23 Anabaena AGRより求めたAnabaenaの  $\hat{\mu}'$

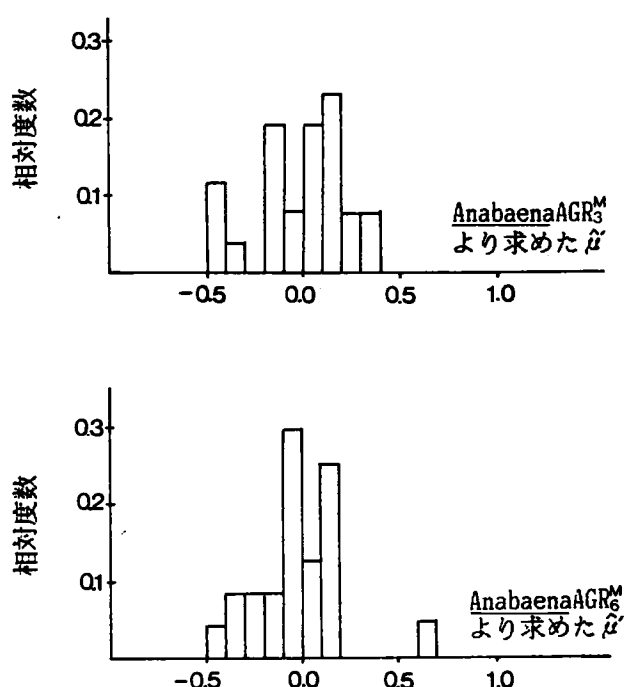


図1—2 4 Anabaena AGR<sup>M</sup> より求めた  $\hat{\mu}$  (1/日) の分布

### 1.5.2. Anabaena AGR値と種別藻類のみかけの増殖速度 $\hat{\mu}$

Anabaena AGRは、先述のように総括的な栄養状態指標となっていることを示した。ここでは、Anabaena AGRを栄養状態指標とし、別途AGP 試験より算定できる藻類種別のみかけの増殖速度  $\hat{\mu}$  との関係を検討した。図1—2 5(a)~(d)は、各々藻類総個体数、藍藻類、緑藻類、珪藻類について示したものである。緑藻類を除いてAnabaena AGR値が増加する程、みかけの増殖速度が増加する傾向が見られる。特に藍藻類では、他種に比べこの傾向は明らかであり、Anabaena AGRを関連栄養塩指標として用い、藍藻類のみかけの増殖速度を算定しえることを示している。

## 1.6. 結語

湖沼の富栄養化が直接的な原因と考えられる藻類の異常増殖を把握し、予測するための基礎的な知見を得るために、藻類培養試験による富栄養状態の評価及び原因藻類の増殖特性について検討を加えた。

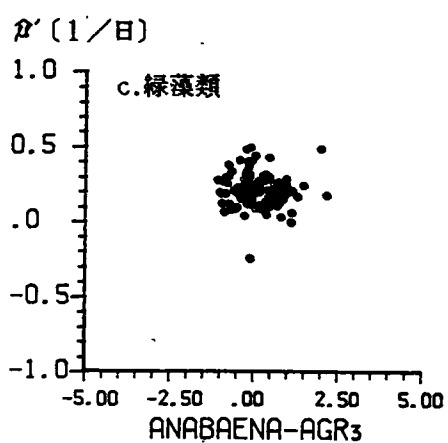
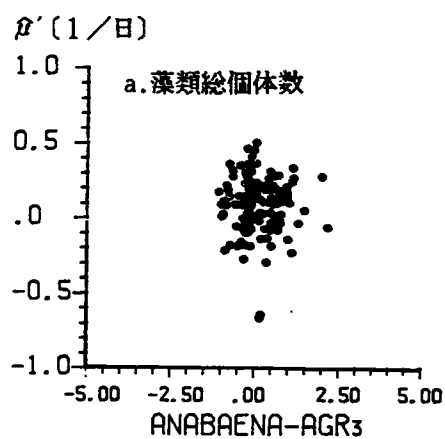
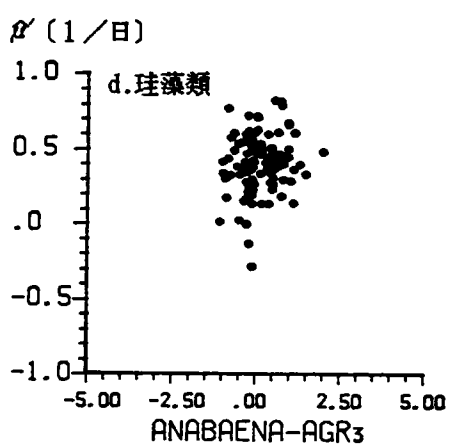
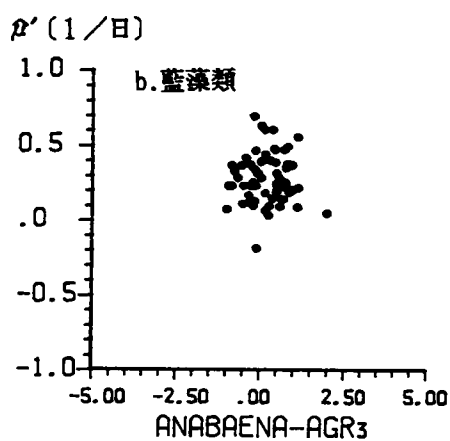


図1-25 Anabaena AGRと種別のみかけの増殖速度 $\hat{\mu}'$ との関係

富栄養化の状態指標として、その有効性が確かめられているAGP について、試験方法及び応用について広く研究事例を文献調査し、その特徴について整理するとともに、AGPを琵琶湖南湖といった特定の対象水域に適用する上での問題点を整理した（2節）。藻類培養試験を基礎とするAGP 試験より、湖の富栄養状態を表す指標であると同時に、供試藻類の増殖特性をも定量化しうる指標として、AGR（Algal Growth Rate）を提案した。AGR の特徴は次のように整理できる。

①従来のAGP が最大増殖量を取るのにたいし、一定日数後の増殖比の自然対数をとることにより、試水の富栄養状態を増殖速度で表現する。このため、AGR よりみかけ上の増殖速度を求められる。

②増殖速度をとることにより初期藻類量は理論的に値に影響しない。このため、次に示す自然水中の藻類種をそのまま用いたAGP<sup>M</sup>試験など、初期藻類量が試水ごとに異なる場合でも適用しうる。

③AGR 値は、一定日数後の値をとることにより求めたが、試算的に3、6日を検討した。このため、最大増殖量に達する試験期間を要しないため、従来のAGP に比して短時間の培養時間で結果が得られる。このことは、他の水質指標に比べて測定に時間を要するAGP の応用上の欠点をカバーするものであり、AGP などの生物学的指標の制御面への応用が容易になると考えられる。

AGP 及びAGR の位置付けを理論的に明らかにした上で、実際にAGP<sup>M</sup>、Anabaena AGP試験を実施し、AGR の特徴を検討するとともに、藻類の増殖特性を定量化した。AGP<sup>M</sup>試験は、湖水を試水とし湖水中の藻類をそのまま利用する培養試験法であり、動物プランクトンや細菌類などもそのまま共存するため、自然に近い生態系を構成していると考えられる。

一方 Anabaena AGP試験は、琵琶湖に固有な異臭味水発生の原因藻類と考えられる藍藻類で、湖水の富栄養度をAnabaenaの増殖に与える影響から評価しようとするものである。又、Anabaena AGRよりAnabaenaのみかけの増殖速度を定量化した。

## 第 I 編第 2 章 藻類増殖能の数理的表現

### 2.1. 概説

AGP試験より藻類増殖能は藻類を取り巻く環境条件がほぼ一定でも大きく変動することが認められた。藻類増殖能の変動要因としては、実験条件、実験操作の影響もあるが、主として個々の藻類個体の増殖能の不確実性に起因すると考えられる。藻類など生物増殖の不確実性を確率で表現し、数理的に取り扱う方法としては、Pielue<sup>1)</sup>に代表される数理生態学的研究が注目される。出生・死滅過程、ロジスティック過程などのマルコフ過程としての定式化がその例であるが、多くは増殖能を比増殖速度、死滅速度など数パラメータで表現し、個体群成長の時間的変動のみを追跡する方法をとる。Monod 型の増殖速度式のよ

うに非線型な関数を比増殖速度とする場合には、理論解は得られずMonte-Carlo シミュレーションなど数値的な解法が必要となるなど限界もある。本章ではMonod 型関数で表現された藻類増殖能の確率的な特性について検討することを目的とするが、従来の数理生態学的手法はとらず、富栄養化モデルの不確実性要因の評価にも応用される分散伝播方程式（Benjaminら, 1970<sup>2)</sup>）及び感度分析手法（Himmelblau, 1968<sup>3)</sup>）の適用を試みた（2 節）。さらに、増殖促進物質についてその効果の数学的表現について検討を加えた（第 3 節）。4 節では、Monod 型の増殖速度式を採用したうえで、湖の藻類量、栄養塩類など水質指標の実測値より水質指標の律速性を取り扱う数理的な方法を示し、その適用をはかった。

### 2.2. Monod型増殖速度式の確率的解釈

藻類増殖を表現する数学モデルとしてMonod モデルは、経験的モデルと位置づけられている。本来複雑な増殖現象を最大比増殖速度 $\mu_{\max}$ と半飽和定数 $K$ の 2 パラメータで代表的に表現しているために、これらのパラメータの不確実性をモデル適用に際して予め検討を加えることが必要であると考えられる。定性的には、純粋培養種を用い、単一栄養塩、一定環境条件下で培養実験から得た $\mu_{\max}$ 、 $K$ は自然水中の混合培養系で得られる $\mu_{\max}$ 、 $K$ の値とでは、これらの値のもつ不確実性が大きくことなるであろうことが推定される。

また、Monod 式を適用する際、単一種ではなく総体としての藻類個体数や、緑藻類、藍藻類といった種別の混合藻類系を対象として Monod モデルを適用する場合では、例えば同じ緑藻類でも種類、個体数構成、年齢分布により、総括的な増殖を表現する  $\mu_{\max}$ 、 $K$  の値は変動すると考えられる。

藻類総個体数、藻類種別個体数に Monod モデルを適用する場合、モデルのパラメータが不確実性を持つ原因としては、①上述のように Monod モデルは経験モデルであり、モデルを構成するパラメータはあらゆる条件下での増殖現象を表現できるわけではない。また、② Monod モデルが増殖を完全に記述する数学モデルであったとしても、パラメータ推定には、一般に測定誤差を含む測定値から推定される。このため、パラメータ（推定値）の不確実性（誤差）が予測結果に伝播することになる。

以上の不確実性要因の相対的な影響度を比較検討するためには、Monod モデルの変動特性、適用限界等を検討しておくことが重要であると考えられる。ここでは、Monod モデルの不確実性要因の伝播を検討するために、評価手法として分散伝播方程式を用いて、まず栄養塩濃度が一定値をとる状態でのパラメータ値の評価を行う。続いて、時間的に栄養塩が変化する動的なシミュレーションを実施した時に与えるパラメータの影響を調べる。藻類数、栄養塩濃度が時間的に変化する時の評価手法としては、緒論で示したように、①感度分析、② Monte-Carlo シミュレーション、③ 時間変動を考慮した分散伝播方程式による解析があるが、ここでは感度分析手法を適用してパラメータの影響を定量的に検討を加えた。また、パラメータ値の不確実性の伝播では、値の絶対値よりも相対的な値の比較に重点を置くこととし、パラメータ値については文献を参考とし設定した。

### 2.2.1. 分散伝播方程式

確率変数  $Y$  が  $n$  個の確率変数  $X_1, X_2, \dots, X_n$  の関数として  $Y = g(X_1, X_2, \dots, X_n)$  と表されるとする。 $Y$  の確率分布は  $X_1, X_2, \dots, X_n$  の確率分布関数形  $g(\cdot)$  を知ることで導くことができるが、関数形が複雑な場合は解析的に求めることは難しい。以下に示す分散伝播方程式によれば複雑な関数関係を示す場合でも近似的に  $X_i$  と  $Y$  との確率分布の関係について検討しうる<sup>2)</sup>。



Yを  $X_1, X_2, \dots, X_n$  に関してTaylor展開した上で期待値, 分散を求めると次式が得られる。

$$E[Y] \approx g(m_{x_1}, m_{x_2}, \dots, m_{x_n}) \quad 2-1$$

$$\text{Var}[Y] \approx \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{\partial g}{\partial x_i} \Big|_m \frac{\partial g}{\partial x_j} \Big|_m \text{Cov}[X_i, X_j] \quad 2-2$$

ここに  $E[\cdot]$ ,  $\text{Var}[\cdot]$  は期待値および分散を示す。  $m_{x_i}$  ( $i=1, 2, \dots, n$ ) は  $X_i$  の期待値,  $\frac{\partial g}{\partial x_i} \Big|_m$  は  $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$  を  $X_i$  について偏微分したうえで  $X_i = m_{x_i}$  と置くことを示す。また  $\text{Cov}[X_i, X_j]$  は  $X_i$  と  $X_j$  の共分散である。 $X_i, X_j$  の相関が0のときは, 2-2式は次のように簡単になる。

$$\text{Var}[Y] \approx \sum_{i=1}^n \left( \frac{\partial g}{\partial x_i} \Big|_m \right)^2 \text{Var}[X_i] \quad 2-3$$

2-3式中の  $\left( \frac{\partial g}{\partial x_i} \Big|_m \right)^2$  は  $X$  の分散が変化した時の  $Y$  の分散の変化を表している。

### 2.2.2. Monod 型増殖速度式の検討

単一の律速栄養塩を対象としたMonod 型の増殖速度式を分析対象とする。

$$\mu = \mu_{\max} \frac{X}{K+X} \quad 2-4$$

$\mu_{\max}$ ,  $K$ , は藻類増殖を規定するパラメータとしていづれも重要であるが,  $\mu_{\max}$  については, 日射量, 日射時間, 水温によって変化すること, 大型藻類が小型藻類に比べて小さいことが報告されており,  $K$  については律速栄養塩, 水温により変化するが, 日射量等の外的条件には影響されないことなどが報告されている<sup>4) 5)</sup>。 $\mu_{\max}$  と水温の関係については, モデル化に際して種々の関数形がとられるが, 多くは一定温度 (例えば  $20^\circ\text{C}$ ) の  $\mu_{\max}$  を水温の関数で補正する形をとる (2.3.2., 表 2-1 参照)。

また  $K$  は増殖を考える上で重要とされる。 $K$  は  $\mu_{\max}$  の  $1/2$  に相当するため半飽和定数とも呼ばれるが,  $\mu_{\max}$  が同一であれば,  $K$  が小さい程同一の増殖速度を維持しうる栄養塩濃度が低くなる。Kilhamら<sup>6)</sup> は, 珪藻類の律速栄養塩 ( $\text{Si}$ ) に対する競合関係は,  $K$  によるとし,  $K$  の値が小さい種ほど, 優占種となりやすいことを報告している。

いま  $\mu_{\max}$ ,  $K$  が自然変動, 測定時の変動等の不確実性が存在するとし, その大きさが確率分布で定量的に示され, また両者に相関がないとして増殖速度  $\mu$  への影響度を検討する。2-3式を適用すれば,

$$E[\mu] \approx \bar{\mu}_{\max} \frac{X}{K+X} \quad 2-5$$

$$\text{Var}[\mu] = \left(\frac{\bar{X}}{\bar{K} + \bar{X}}\right)^2 \text{Var}[\mu_{\max}] + \left\{\frac{\bar{\mu}_{\max} \bar{X}}{(\bar{K} + \bar{X})^2}\right\}^2 \text{Var}[K] \quad 2-6$$

ここで  $\bar{\mu}_{\max}$ ,  $\bar{K}$  は平均値である。 $\bar{\mu}_{\max}$ ,  $\text{Var}(\mu_{\max})$ ,  $\bar{K}$ ,  $\text{Var}(K)$  として AGP<sup>m</sup> 試験より求めた Phormidium の値を用いる。ここでは数値例を示すために  $X$  として無機態総窒素をとった。 $\mu_{\max}$  については、平均値 0.448 (1/日), 標準偏差 0.039 (1/日),  $K$  については平均値 0.144 (mg/l), 標準偏差 0.111 (mg/l) を与えた。 $\mu_{\max}$  に比べ  $K$  の変動が大きいと設定している。これらの値を 2-6 式に代入したうえで  $X$  を変化させて  $\mu$  の期待値, 標準偏差を求め, 図化したのが図 2-1 である。期待値は  $\mu_{\max}$ ,  $K$  を定数とした Monod 型の曲線自身を示している。 $\mu$  のバラツキを示す標準偏差については  $X = 0.2$  前後で最大となるが, 標準偏差を期待値で割った変動係数でみると  $X$  が低い程大きく, 期待値に対する相対的なバラツキが大きくなることが認められる。

次に律速栄養塩濃度  $X$  もランダムに変動すると仮定し,  $X$  も確率変数とすると,

$$E[\mu] = \bar{\mu}_{\max} \frac{\bar{X}}{\bar{K} + \bar{X}} \quad 2-7$$

$$\text{Var}[\mu] = \left(\frac{\bar{X}}{\bar{K} + \bar{X}}\right)^2 \text{Var}[\mu_{\max}] + \left\{\frac{\bar{\mu}_{\max} \bar{X}}{(\bar{K} + \bar{X})^2}\right\}^2 \text{Var}[K] + \left\{\frac{\bar{\mu}_{\max} \bar{K}}{(\bar{K} + \bar{X})^2}\right\}^2 \text{Var}[X] \quad 2-8$$

ここに  $\bar{X}$ ,  $\text{Var}(X)$  は  $X$  の平均値, 分散である。 $X$  の変動を変動係数として 0.1 及び 0.25 をとった場合を図 2-2 に示した。変動係数 0.1 では  $X$  を定数とした例と有意な差は見られないが, 変動係数 0.25 では  $X = 0.1$  以下でバラツキが大きくなることが顕著である。

$\mu_{\max}$ ,  $K$  の影響力の大小は, たとえば 2-8 式の各分散の係数  $\left(\frac{\bar{X}}{\bar{K} + \bar{X}}\right)^2$  等で評価できるので  $X$  をかえた時の係数の変化を図 2-3 に示す。図より  $\mu$  の分散に与える影響力は一定ではなく,  $X$  が変化すると各係数の相対的影響力が変化する。 $\mu_{\max}$  では  $X$  の増加に伴いその影響力は増加するが,  $X$  では急激に減少する相反する傾向を示す。一方  $K$  については  $X$  が 0.144 でピークをもつ上に凸の曲線となっており,  $X$  が  $K$  自身の値と等しい時に  $\mu$  に与える影響が卓越することを示す。さらに  $X$  が増加し 0.288 を越えると  $\mu_{\max}$  の変動が  $K$  に比べて影響力が高くなる。

以上は  $\mu_{\max}$ ,  $K$ ,  $X$  の分散が等しいとし, 各変数の影響力を比較した一例を示したに

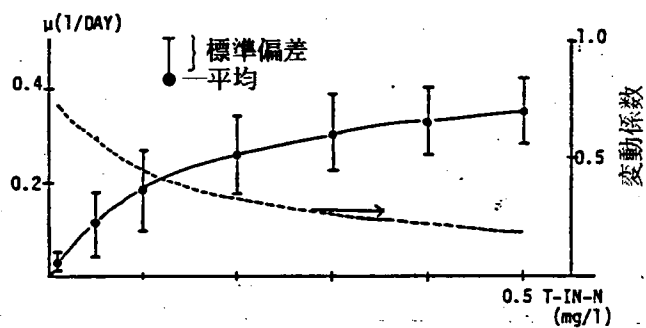


図2-1  $\mu_{\max}$ , Kが確率変数の時の $\mu$ の分布

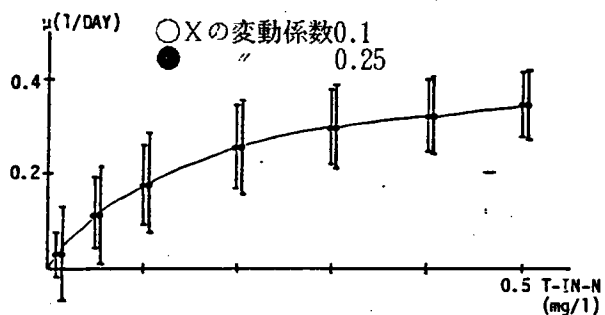


図2-2  $\mu_{\max}$ , K, Xが確率変数の時の $\mu$ の分布

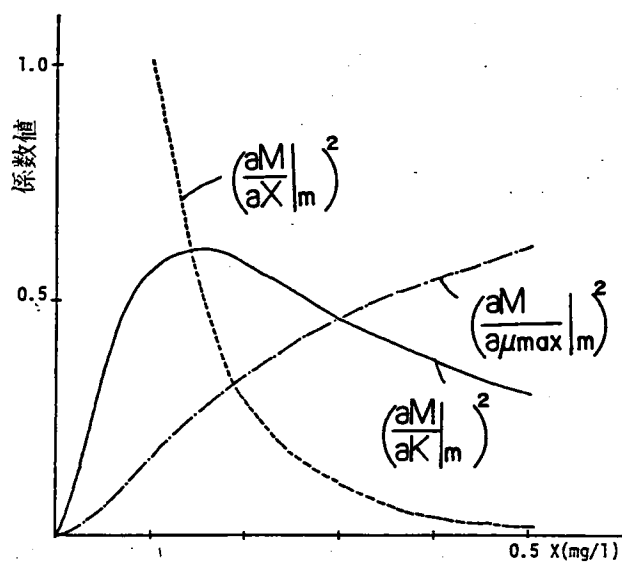


図2-3  $\mu_{\max}$ , K, Xの係数の関係

過ぎないが、Monod式において $\mu_{\max}$ 、 $K$ 、 $X$ を確率変数とみなせば、 $X$ の大小により $X$ が卓越的に影響する範囲( $X \leq K$ )、 $K$ が卓越的に影響する範囲( $K < X \leq 2K$ )、 $\mu_{\max}$ が卓越的に影響する範囲( $2K < X$ )に分かれることがわかった。

### 2.2.3. 感度分析によるパラメータ変動の伝播特性の検討

藻類量及び律速栄養塩は時間的に変動し、回分培養については図1—3に示したような変化が観察される。ここでは相互作用しつつ時間的に変化する藻類量と単一律速栄養塩の2要素(状態変数)からなる簡単な系をとりあげ、時間的にパラメータの不確実性が如何に伝播するかを調べる。

次のような連立常微分方程式で藻類個体数と律速栄養塩の時間的変動を表現する。

$$\frac{dM}{dt} = \mu_{\max} \frac{X}{K+X} M - kM \quad 2-9$$

$$\frac{dX}{dt} = -\frac{1}{Y} \left( \mu_{\max} \frac{X}{K+X} M \right) \quad 2-10$$

ここで、 $M$ ：藻類個体数(N/ml)

$k$ ：自己分解速度(1/日)

$X$ ：制限要因(栄養塩)濃度

$Y$ ：増殖収率(N/mg 1—7式参照)

生態系モデルを対象とした感度分析については、Holmberg (微生物—律速栄養塩：1982<sup>7)</sup>)、Jamartら(Chl.a, NO<sub>3</sub>-N, NH<sub>4</sub>-N：1979<sup>8)</sup>)、Summersら(19要素：1981<sup>9)</sup>)、Gardnerら(生物量—有機物質—窒素：1981<sup>10)</sup>)などの研究例がある。これらの研究例を参考に感度分析を行った。感度分析手法は、以下の通りである。

状態変数 $M$ 及び $X$ に与える $\mu_{\max}$ 、 $K$ 、 $k$ 、 $Y$ の影響は感度係数によって評価することができる。いま、状態変数のベクトルを $Z = (M, X)$ 、パラメータのベクトルを $P = (\mu_{\max}, K, k, Y)$ とすると、感度係数 $Z_P$ は、

$$Z_P = \frac{\partial Z}{\partial P} \quad 2-11$$

で表される。また、状態変数についての方程式は、

$$\frac{dZ(t)}{dt} = f(Z(t), P, t) \quad 2-12$$

と表すことができるから、パラメータの感度係数の変化は

$$\frac{dZ_P(t)}{dt} = \frac{\partial f}{\partial Z} Z_P(t) - \frac{\partial f}{\partial P}$$

2-13

で表される。感度係数 $Z_P$ は、2-12, 13式を同時に数値積分することにより逐次求めることができる。

2-9, 10式の系について、 $\frac{dZ_P(t)}{dt}$ を具体的に書き下すと、

$$\frac{dM_{\mu m}}{dt} = AM_{\mu m} + BX_{\mu m} + \frac{MX}{K+M} \quad 2-14$$

$$\frac{dM_k}{dt} = AM_k + BX_k - \frac{\mu_{\max} XM}{(K+X)^2} \quad 2-15$$

$$\frac{dM_k}{dt} = AM_k + BX_k - M \quad 2-16$$

$$\frac{dM_Y}{dt} = AM_Y + BX_Y \quad 2-17$$

$$\frac{dX_{\mu m}}{dt} = CM_{\mu m} + DX_{\mu m} - \frac{XM}{Y(K+X)} \quad 2-18$$

$$\frac{dX_k}{dt} = CM_k + DX_k + \frac{\mu_{\max} XM}{Y(K+X)^2} \quad 2-19$$

$$\frac{dX_k}{dt} = CM_k + DX_k \quad 2-20$$

$$\frac{dX_Y}{dt} = CM_Y + DX_Y + \frac{\mu_{\max} XM}{Y^2(K+X)} \quad 2-21$$

$$A = \frac{\mu_{\max} X}{K+X} - k, \quad B = \frac{\mu_{\max} KM}{(K+X)^2}, \quad C = -\frac{\mu_{\max} X}{Y(K+X)}, \quad D = -\frac{\mu_{\max} KM}{Y(K+X)^2}.$$

ここで、 $M_{\mu m}$ ,  $X_{\mu m}$  等は  $\frac{\partial M}{\partial \mu_{\max}}$ ,  $\frac{\partial X}{\partial \mu_{\max}}$  である。

初期条件 $M(0)$ ,  $X(0)$  及び  $t=0$  での  $M_{\mu m}$ ,  $X_{\mu m}$  等を0とおいて、式2-9~2-10, 2-14~2-21をRunge-Kutta-Gill法などにより数値的に積分することにより、 $M$ 及び $X$ の変化を計算できるとともに、感度係数 $M_{\mu m}$ ,  $X_{\mu m}$  などの変化を計算することができる。

ここでは各パラメータを変えた場合の $M$ 及び $X$ への影響を検討対象としていることから次のような5つのケースを設定してシミュレーションを実施した。

ケース(a)  $\mu_{\max} = 0.5$  (1/日),  $K = 25$  ( $\mu g/\ell$ )

$Y = 5.0$  (N/ $\mu g$ ),  $k = 0$  (1/日)

ケース(b)①  $\mu_{\max} = 0.6$  ②  $\mu_{\max} = 0.4$

ケース(c)①  $K = 35$  ②  $K = 15$

ケース(d)①  $Y = 7.5$  ②  $Y = 2.5$

ケース(e)①  $k = 0.05$       ②  $k = 0.10$

初期値としては、 $M(0) = 100$  (N/ml),  $X(0) = 0.1$  ( $\mu\text{g}/\ell$ ) とした。

結果を図2—4 (藻類個体数, 律速栄養塩), 図2—5 (感度係数) に示した。図2—4(a)は基準としたケースa及び $\mu_{\max}$ を変化させたケースb,  $K$ を変化させたケースcの結果である。 $\mu_{\max}$ が大きい程, 最大増殖量に達するのに要する時間が短く, 栄養塩濃度も相対的にその減衰が速く生じている。 $K$ では逆に値が小さい程, 増殖が速くなる。これらの例では, 自己分解速度を0,  $Y = \text{一定}$ としているため, 最大増殖量はいずれも一定値となっている。感度係数については, ケースa, b<sub>1</sub>, c<sub>1</sub>について図2—5, ①~③に示した。

図中上方は, 藻類量 $M$ に関する感度係数にパラメータ値を乗じた値を示している。すなわち,  $M'_\mu$ ,  $M'_K$ ,  $M'_Y$ ,  $M'_k$  は各々  $M_{\mu\max} \cdot \mu_{\max}$  ( $= \frac{\partial M}{\partial \mu_{\max}} \cdot \mu_{\max}$ ),  $M_K \cdot K$ ,  $M_Y \cdot Y$ ,  $M_k \cdot k$ , を表している。この定義から明らかなように感度係数にパラメータ値をかけることにより影響度の大きさをパラメータ間で比較することができる。下方の図は, 栄養塩 $X$ に関する感度係数にパラメータ値を乗じたものである。ケースaでは,  $\mu_{\max}$ ,  $K$ の影響が大きく, いずれも $M$ 及び $X$ の時間的变化とともに変動するが, その大きさは大略比例していることが明らかである。このことは,  $\mu_{\max}$  及び $K$ の $M$ ,  $X$ への影響は時間的に変わるが,  $\mu_{\max}$  の影響が大きくなるにつれ, 同時に $K$ の影響も大きくなることを示している。先述のように,  $M'_\mu$ 等はパラメータ間の相対的な大きさを表していることから,  $\mu_{\max}$  の影響が相対的に大きいことが図から読み取れる。

図2—5②, ③はケースb<sub>1</sub>, ケースc<sub>1</sub>の感度係数を示したものである。各ケースでピークの位置が移動するとともにピークの高さが変化し,  $\mu_{\max}$ ,  $K$ に関しては, 概略ケースaと同様な傾向が見られる。

図2—4(b)は,  $Y$ 及び $k$ を変化させた場合である。収率係数 $Y$ を変化させることにより,  $M$ の最大増殖量が増減する。 $Y$ が減少すれば最大増殖量は大きくなり, 逆に $Y$ が増大すれば小さくなる。感度係数 $M'_Y$ でみると,  $\mu_{\max}$ ,  $K$ の影響が低下する安定平衡な最大増殖量に達すると一定の値をとるようになるのが特徴である。一方,  $X'_Y$ では,  $X'_K$  とほぼ同様な変化を示しており, その影響度もほぼ同じ大きさである。

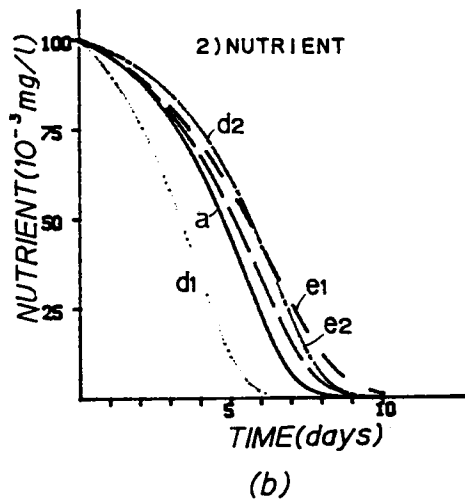
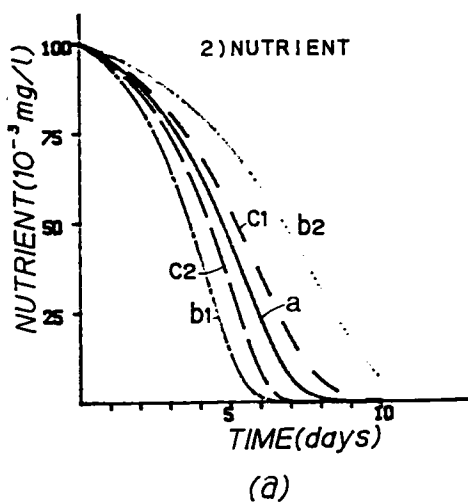
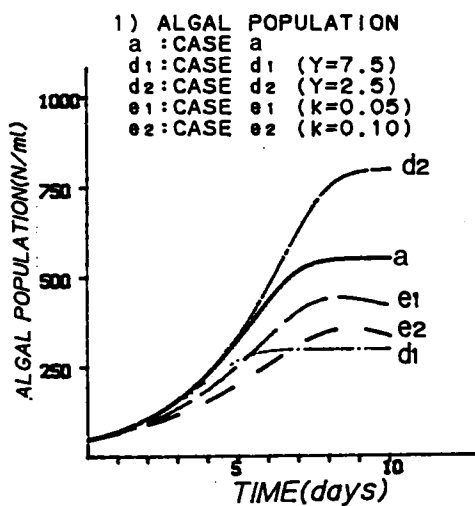
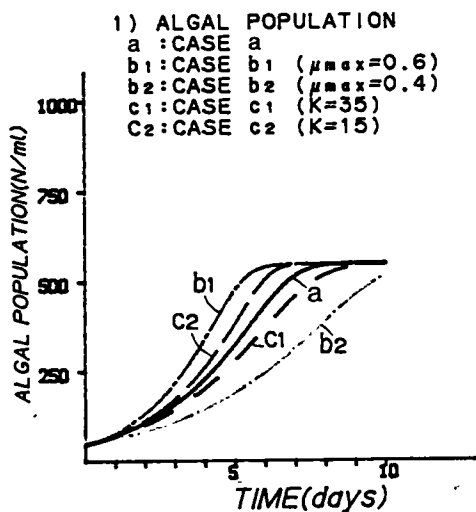


図2-4 パラメータを変化させた時の藻類個体数、栄養塩濃度の時間的変化 (ケース a,  $\mu_{max} = 0.5$  (1/日),  $K = 25 \mu g / l$ ,  $Y = 5$  (N/ $\mu g$ ),  $k = 0$  (1/日))

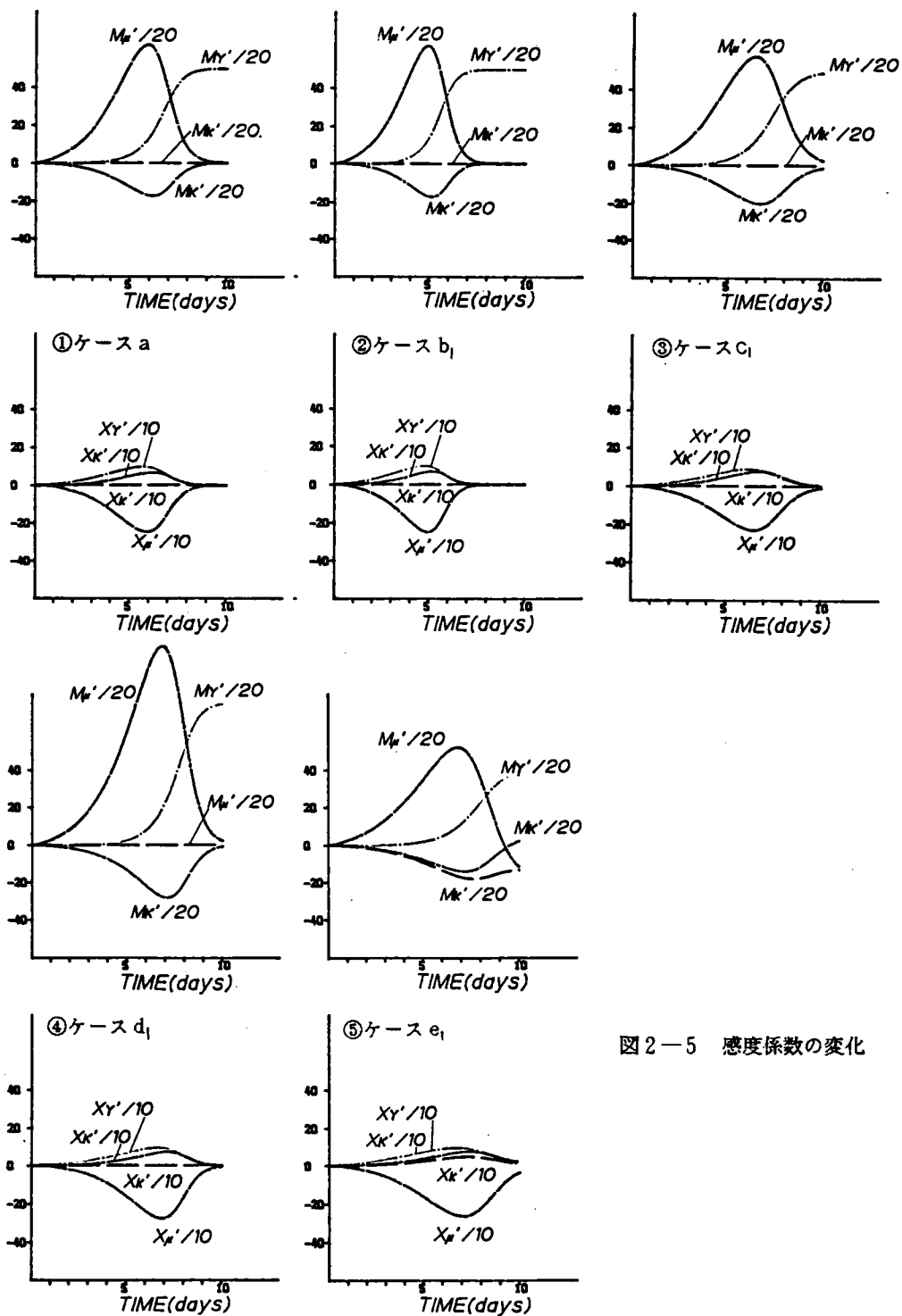


図 2-5 感度係数の変化



自己分解定数を変化させた例を図2—4(b)に併記している。Yの変化と同様、kを変化させることにより、最大増殖量が変化し、その値に到達した後は、減少傾向を示す。自己分解定数kに関する感度係数 $M'_k$ 、 $X'_k$ は他のパラメータに比較して、その変化は複雑である。特に増殖が停止する静止期直前から、静止期、減衰期にかけてkの影響が他のパラメータ $\mu_{\max}$ 、Kに対して相対的に大きくMに影響していることが顕著に現れている。

図2—4に示した藻類量Mの変化を対数増殖期、静止期、減衰期と分割すれば、対数増殖期では $\mu_{\max}$ 、Kの影響が大きいのにに対し、静止期、減衰期ではY及びkの影響が大きくなると考えられる。

## 2.3. 増殖促進物質について

### 2.3.1. 増殖促進物質の効果

藻類増殖を制限する要因として、N、Pの栄養塩濃度、水温、日射量が重要であるとされ、動態解析ではこれらの要因をMonod式などの関数により定式化を行うのが一般的である。しかしながら、N、Pの栄養塩に限って言えば、これらの栄養塩が必ずしも律速的に作用していない場合も多く見られる。先に定義したAGRはこれら個々の栄養塩濃度では表しえない総括的な栄養状態指標として有用であるが、如何なる物質が増殖に関与しているかは知りえない。藻類増殖とくに異常増殖を研究対象とする場合、増殖促進物質の濃度などを考慮することが極めて重要である。例えば、緒論に示したように金属塩類、ビタミン類等が増殖促進物質として関与していると考えられ、またアミノ酸、アミン等の塩基性物質も関与し、自然水域でのこれらの物質と藻類増殖との関係を確認し、如何に定量的に取り扱うかが異常増殖の研究には不可欠であると考えられる。

藻類の異常増殖の解析では、単にこれらの増殖促進物質の同定とともに、その影響力の定量化を行うことが必要となる。増殖促進物質については、先のように多くの物質が確認されているが、その影響力の定量化についての研究事例は余り見られない。

Dugdale (1967)<sup>11)</sup>は金属元素としてモリブデン(Mo)は微量栄養素として必須であり、不足すると藻類増殖の律速的要因となりうるとしている。モリブデンは、硝酸塩還元酵素の構成要素であり不足すると硝酸塩の摂取に影響するとされている。この酵素反応は次式

で表しうる。



ここに E ; 酵素, S ; 基質, ES ; 中間生成物, P ; 生成物の濃度である。

$K_1, K_2, K_3$  は 1 次の反応定数であり, 結局次式の Monod 型反応速度式に帰着される。

$$\mu = \mu_{\max} \frac{S}{K_s + S} \quad 2-23$$

ここで  $\mu$  は増殖速度,  $K_s = (K_2 + K_3) / K_1$  で表される定数であり, 2-24 式で表

$$\mu_{\max} = K_3 E \quad 2-24$$

される。Mo が不足すると酵素 E の濃度が減少するため結果的に  $\mu_{\max}$  は E すなわち Mo 濃度に比例して減少する。以上の検討を加えた後, Dugdale<sup>11)</sup> は Mo と栄養塩  $\text{NO}_3^- \text{-N}$  の  $\mu_{\max}$  に与える影響を図 2-6 のように示している。Mo が  $0.10 \mu\text{g-at}/\ell$  以下では, 最大比増殖速度が  $\mu_{\max}$  に線形的に影響し, 栄養塩  $\text{NO}_3^- \text{-N}$  が豊富に存在したとしても, Mo が適量存在しなければ,  $\mu_{\max} = 0$ , すなわち, 増殖しないことになる。ここに引用した Mo に関する影響は, 直接増殖を刺激・促進する関係ではないが, Mo のような微量金属元素が律速となりうる状況では, Mo の摂取速度が他種に比べて相対的に大きい藻類が優占的に増殖する機会を得る可能性もあることを示唆していよう。

鉄, マンガンも藻類の生育に不可欠な金属元素であり, 特に重要な生理的役割を果たすものと考えられている。海水中には微量の Fe ( $2 \sim 20 \mu\text{g}/\ell$ ), Mn ( $1 \sim 10 \mu\text{g}/\ell$ ) が存在するが, これらの金属の添加によって増殖が促進される藻類が多いと言われている<sup>12)</sup>。図 2-7 は, 可溶性の鉄に対するラフィド藻 *Chattonella* sp. と渦鞭毛藻類 *Exuviaella* sp. の増殖曲線を文献より引用したものである<sup>12)</sup>。*Chattonella* sp. では, 可溶性の鉄  $300 \mu\text{g}/\ell$ , *Exuviaella* sp. は  $100 \mu\text{g}/\ell$  でその増殖が著しく促進されていることが特徴である。図は増殖個体数であるが, 既に式 1-22 に示したように, 藻類量は初期藻類量, 増殖時間, 及び最大増殖速度に関係し, 前 2 者は培養条件一定であることから, Fe は最大比増殖速度を増大させると見ることもできる。今, *Chattonella* sp. — Fe の関係より,  $300 \mu\text{g}/\ell$  迄直線的に比例し,  $\mu_{\max}$  が変化して増殖量が決定されたと仮定すれば,

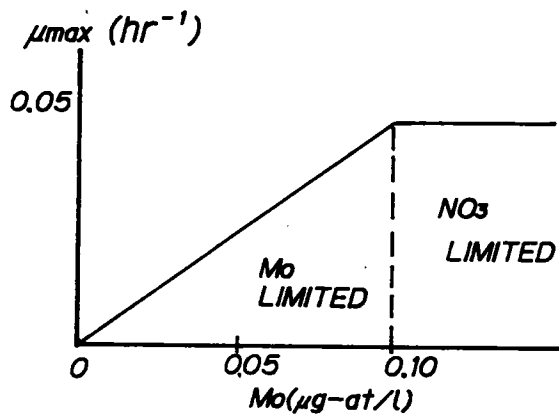


図2—6 Mo濃度と $\mu_{max}$ との関係  
(Dugdale (1967)<sup>10)</sup>より引用)

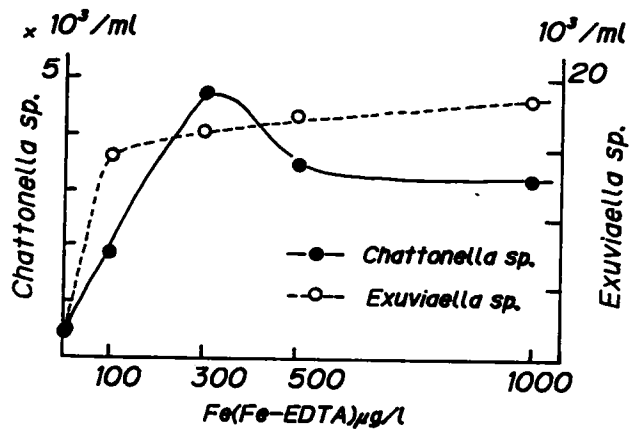


図2—7 *Chattonella sp.*と*Exuviaella sp.*  
に及ぼす鉄の影響 (文献12より引用)

$$M_2 = M_0 \exp(\tilde{\mu}_{\max} t_m) = aFe + M_1 \quad Fe < 300 \text{ } \mu\text{g} / \ell \quad 2-25$$

$$M_1 = M_0 \exp(\mu_{\max} t_m) \quad Fe = 0 \quad 2-26$$

また、 $M_0$ は初期藻類量、 $a$ は比例定数、 $Fe$ は鉄の濃度、 $t_m$ は増殖時間（定数）を表す。

$\mu_{\max}$ 、 $\tilde{\mu}_{\max}$ は各々 $Fe=0$ 、 $Fe=0 \sim 300 \text{ } \mu\text{g} / \ell$ の時の最大比増殖速度を表す。 $\tilde{\mu}_{\max}$ を補正された最大比増殖速度と呼ぶことにする。両式より、 $\tilde{\mu}_{\max}$ と $Fe$ との関係を求めると、

$$\tilde{\mu}_{\max} = \mu_{\max} + \frac{1}{t_m} \ln(0.03Fe + 1) \quad Fe < 300 \text{ } \mu\text{g} / \ell \quad 2-27$$

同様に、*Exuviaella* sp.については、

$$\tilde{\mu}_{\max} = \mu_{\max} + \frac{1}{t_m} \ln(0.065Fe + 1) \quad Fe < 100 \text{ } \mu\text{g} / \ell \quad 2-28$$

土壌その他の抽出物の添加が増殖に有効であることが、Pringsheim (1946) によって明らかにされ、後にビタミン類のあるものは生長促進物質となることが明らかにされた。EDTAのようにアミノ基を持つ有機物と金属元素がキレート結合することにより、キレート金属のイオン特性は失われるが、溶解度が著しく高くなることが知られている<sup>12)</sup>。これらの現象から、河川或いは底泥からの可溶性の有機鉄、マンガンの供給が藻類の異常増殖機構に大きな役割を果たしていることも示唆されている<sup>12)</sup>。

また、2次処理水の*Microcystis aeruginosa*のAGPを測定した岡田らの研究ではEDTAを添加しないものでは全く増殖を示さないことを指摘している<sup>13)</sup>。Millerら (1975)<sup>14)</sup>も亜鉛濃度の高い試水を対象とした場合、EDTAの添加がAGP値をかなり高くする効果があることを認めている。EDTAの増殖に与える効果は、EDTAと金属元素がキレートをつくることにより、前述のように鉄イオンなどの必須金属が藻類にとって吸収しやすい形に変化したか、或いは、亜鉛のような有害金属の毒性を緩和する効果があるのではないかと岡田ら<sup>13)</sup>は推測している。また、Payne (1975)<sup>15)</sup>は、合成培地をもとに亜鉛とEDTA濃度を変化させた場合のAGPを測定し結果からEDTAは亜鉛の毒性を消失させる効果があるとしている（図2-8）。

図2-8を参考にして、亜鉛濃度が一定時のEDTA濃度及び増殖速度の関係を図示すると図2-9のようになる。点線は亜鉛の1倍濃度の時の関係を類推したものである。この図

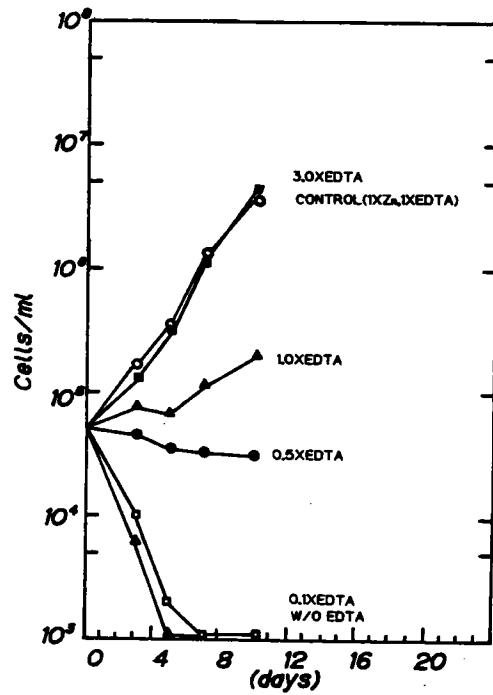


図2—8 AAMに亜鉛を添加した試水にEDTAを添加した場合のM. aeuginosa の増殖  
(EDTA, Zn の基準濃度 (1.0) はAAM と同じ)

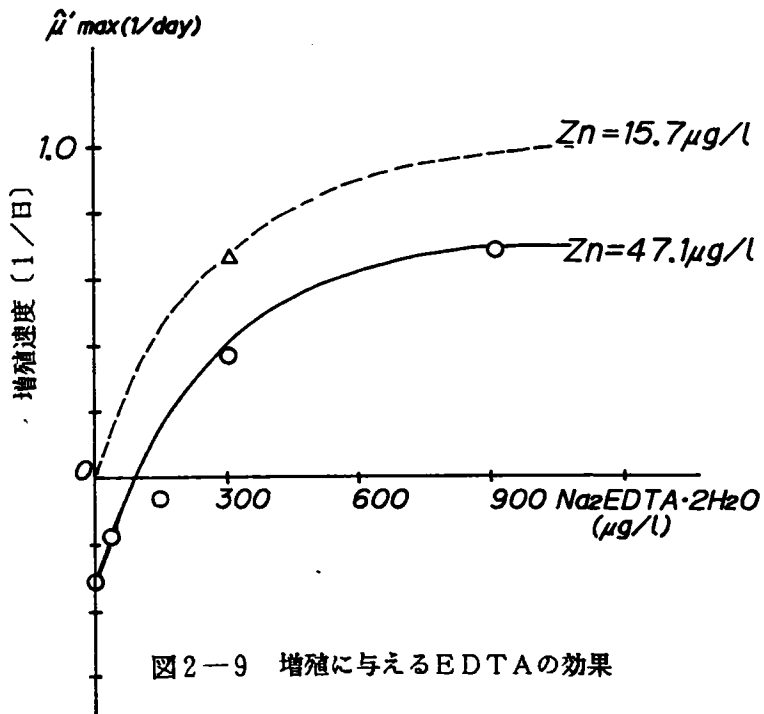


図2—9 増殖に与えるEDTAの効果

から、増殖速度とEDTA及び亜鉛濃度の関係として次式のように表しうる。

$$\tilde{\mu}_{\max} = \mu_{\max} \left\{ \frac{\text{EDTA}}{K_{\text{EDTA}} + \text{EDTA}} - f(\text{Zn}) \right\} \quad 2-29$$

ここで、 $K_{\text{EDTA}}$  は半飽和定数、EDTAは $\text{Na}_2 \cdot \text{EDTA} \cdot 2\text{H}_2\text{O}$  の濃度、 $f(\text{Zn})$  はZn濃度のある関数である。以上、既存の研究成果をもとに増殖促進物質の効果の数理的取扱について検討を加えた。増殖促進物質の効果の一般的表現としては次式のように表現できる。

$$\tilde{\mu}_{\max} = \mu_{\max}(e_1, e_2, \dots, e_p) \alpha(e'_1, e'_2, \dots, e'_q) \quad 2-30$$

ここで、 $e_1, e_2, \dots, e_p$  は $\mu_{\max}$  へ直接影響を与える増殖促進物質、 $\mu_{\max}(e_1, e_2, \dots, e_p)$  はその効果を表す。また、 $e'_1, e'_2, \dots, e'_q$  は間接的に影響する増殖促進物質、 $\alpha(e'_1, e'_2, \dots, e'_q)$  はその効果を表す。 $p, q$  は各々影響する物質の数をあらわしている。

前述した既存の研究例からは、次のような関数関係が類推された。

①Moについては、

$$\begin{cases} \mu_{\max} = a \cdot Mo & Mo \leq Mo, c \\ \mu_{\max} \text{ に影響せず} & Mo > Mo, c \end{cases}$$

ここに、 $Mo, c$  はMo濃度が $\mu_{\max}$  に影響する限界値、 $a$  は定数。

②溶存態のFeについては、

$$\tilde{\mu}_{\max} = \mu_{\max} + b \ln(aFe + 1)$$

FeはFeの濃度、 $a, b$  は定数。

③EDTA-Zn については

$$\tilde{\mu}_{\max} = \mu_{\max} \left\{ \frac{\text{EDTA}}{K_{\text{EDTA}} + \text{EDTA}} - f(\text{Zn}) \right\}$$

### 2.3.2. 増殖制限要因の効果の数理的表現

増殖の基本的条件として温度、日射量、栄養塩類、増殖促進物質などの微量栄養物質の数理的表現を整理する。各要因の増殖に与える効果を $L_i$  とおけば、第1章第4節のように総合的な効果は、比増殖速度がこれらの要因の相乗的作用によって表現できる（1-8式）。増殖促進物質は、 $\mu_{\max}$  の値自身に直接影響を与え、その値を変化させると考えられるから、これらの物質などの効果は、 $\tilde{\mu}_{\max}$  で2-30式のように数理的に表現できるとすると、

$$\mu = \hat{\mu}_{\max} f(L_1, L_2, \dots, L_p)$$

2-31

p :  $\mu$ に影響する要因数

f(・)のうち、水温、日射量の効果は、この両者が増殖に必須な要因であることから、一般に動態モデル化では分離して扱われる。水温、日射量の効果を分離し、次式のように表す。

$$f(L_1, L_2, \dots, L_p) = f_T(T) f_R(R) f(L_1, L_2, \dots, L_{p-2})$$

2-32

ここに、T : 水温 (°C) ,  $f_T(T)$  : 水温の影響度関数

R : 日射量 (cal / cm<sup>2</sup> / 日) ,  $f_R(R)$  : 日射量の影響度関数

水温、日射量に関する影響度関数を既存の研究事例より表2-1(a), (b)にまとめた。

## 2.4. 水質指標の律速性の検討

第1章で、N、Pのみでは藻類の増殖現象を十分説明できず、AGRのような総合的な栄養状態指標が増殖を表現する指標として有効であることを実験的に示したが、このことはN、Pのいずれか一方のみが卓越して律速条件となることはなく、時間的、場所的に卓越する要因が変化することを意味しているとも考えられる。

まず昭和58年の琵琶湖南湖の藻類動態調査結果より平均藻類量、平均水質等を取りあげこれらの関係を調べた<sup>27)</sup>。藻類総個体数の平均値と水質値の平均値との相関を図示すると、図2-10のようである。NH<sub>4</sub><sup>+</sup>-N、NO<sub>2</sub><sup>-</sup>-N、NO<sub>3</sub><sup>-</sup>-Nと藻類量の相関は殆ど見られないのに対し、PO<sub>4</sub><sup>3-</sup>及びAGR<sub>3</sub>では藻類量と比較的明確な正の相関が見られる。このことから、PO<sub>4</sub><sup>3-</sup>が調査期間の3月～10月では平均的に藻類増殖の制限要因として効いていることが多いと推定しうる。藻類量とAGR<sub>3</sub>値との相関もよいことから、AGR<sub>3</sub>が栄養状態指標として有用であることを確認できる。AGR<sub>3</sub>とPO<sub>4</sub><sup>3-</sup>との相関係数は0.26と、両者と藻類量との相関にくらべて悪いが、これはAGR<sub>3</sub>値がPO<sub>4</sub><sup>3-</sup>のみではなく、窒素が制限要因となっていることもあると考えられることから、そうした影響を反映しているとも考えられる。そこで、水質指標のうちどれが、藻類の増殖に特に影響しているかを評価する方法について以下に示す。

### 2.4.1. 水質指標の律速性の評価方法

図2-10に示したように、現存量としての藻類量と水質値との関係を検討することも一

表 2-1 (a) 水温の影響度関数<sup>20)</sup>

研 究 者	影 響 度 関 数
Thomann ら (1975) <sup>18)</sup> Bierman (1976) Chen ら (1975) <sup>19)</sup>	$\tilde{\mu}_{\max} = \mu_{\max,20} \theta^{(T-20)}$ $\tilde{\mu}_{\max}$ : 温度補正された $\mu_{\max}$ (1/日) $\mu_{\max,20}$ : 20℃での $\mu_{\max}$ (1/日) $T$ : 水温 (℃) $\theta$ : 係数 (1.066 Thomann ら) (1.07 珪藻, 1.08 緑藻, 1.1 藍藻 Bierman)
Ditoro ら (1971) <sup>19)</sup>	$\tilde{\mu}_{\max} = \mu_{\max} k_1 T$ $k_1$ : 定数
Lombardo (1972) <sup>20)</sup>	$\mu = 0.006 T - 0.035$ 水温のみが律速の時 $6 \leq T \leq 28^\circ\text{C}$ ( $\mu \approx \mu_{\max}$ )
Lehman ら (1975) <sup>20)</sup>	$f_T = \exp\{-2.3[(T-T_{\text{opt}})/(T_u-T_{\text{opt}})]^2\}$ $T > T_{\text{opt}}$ $T_{\text{opt}}$ : 最適値℃ $f_T = \exp\{-2.3[(T-T_{\text{opt}})/(T_l-T_{\text{opt}})]^2\}$ $T \leq T_{\text{opt}}$ $T_u$ : 上限値℃ $T_l$ : 下限値℃
Lassiter ら (1975) <sup>22)</sup>	$f_T = \exp[a(T-T_{\text{opt}})] [(T_{\text{opt}}-T)/(T_u-T_{\text{opt}})]^{a(T-T_{\text{opt}})}$ $a$ : 定数
奥川 ら (1983) <sup>23)</sup>	$f_T = p\mu_0(-\frac{T^2}{289} + \frac{T}{8.5}) + (1-p)\mu_c k_1 T$ $p$ : 植物プランクトン群集中珪藻の割合 $\mu_0$ : 珪藻の $\mu_{\max}$ (1/日), $\mu_c$ : 珪藻以外の $\mu_{\max}$ (1/日) $T$ : 水温 (℃), $k_1$ : 定数 (1/℃)
土木学会 (1975) <sup>24)</sup>	$f_T = [\frac{T}{T_{\text{opt}}} \exp(1 - \frac{T}{T_{\text{opt}}})]^n$ $n$ : 係数

表 2-1 (b) 日射量の影響度関数<sup>20)</sup>

研 究 者	影 響 度 関 数
Thomann ら (1974) <sup>17)</sup>	$f_R = \frac{ef}{K_e H} \{ \exp(-\alpha I) - \exp(-\alpha_0) \}$ $e$ : 定数 $f$ : 日照時間比 (0.3 ~ 0.7) $K_e$ : 消散係数 (0.1 ~ 3.0) $H$ : 水深 (m) $\alpha I = \frac{I_a}{I_s} \exp(-K_e H)$ $I_a$ : 水表面照度 (cal / cm <sup>2</sup> / 日) $\alpha_0 = \frac{I_a}{I_s}$ $I_s$ : 基準日射量 (cal / cm <sup>2</sup> / 日)
Baca ら (1976) <sup>25)</sup>	$f_R = \frac{AI}{\{1+(AI)^2\}^{1/2}} \frac{1}{\{1+(\alpha I)^2\}^{1/2}}$ $A$ : 定数 (0.00054) $\alpha$ : 係数 (lux) $I$ : 光強度 (lux) $n = 1$
Ditoro ら (1971) <sup>19)</sup>	$f_R = \frac{\bar{F}_{\max} R(t)}{K_R + R(t)}$ $\bar{F}_{\max}$ : 定数 $R(t)$ : 1日の総日射量 $K_R$ : 定数
奥川 ら (1983) <sup>23)</sup>	$f_R = \frac{L}{K_L + L}$ $L$ : 日射量 (cal / cm <sup>2</sup> / 日) $k_L$ : 日射量に関する Michaelis 定数 (cal / cm <sup>2</sup> / 日)



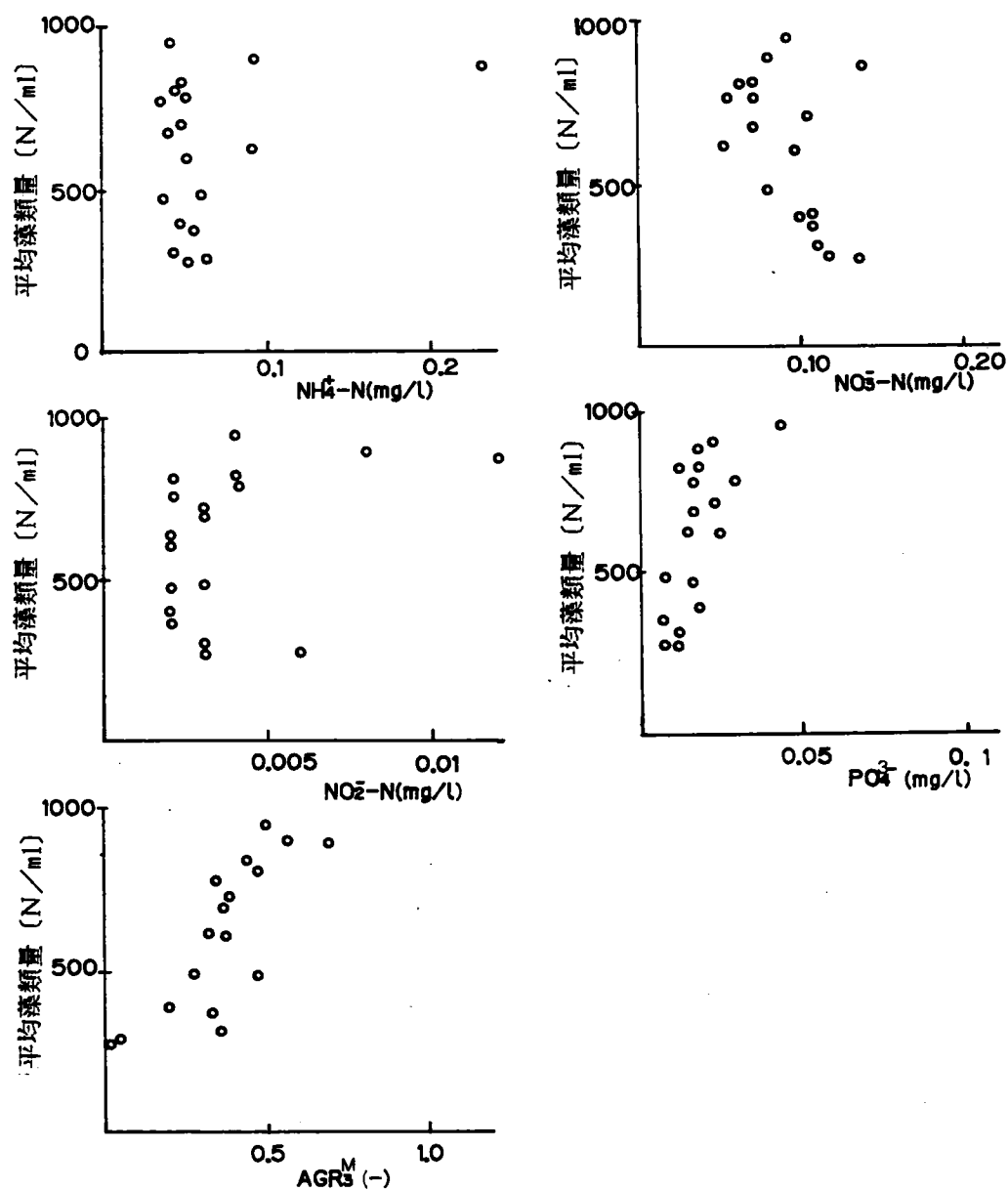


図2—10 藻類量と水質値 (昭和58年調査平均値)

法であるが、ここでは動態モデル化において、多用される複数要因を積の形で考慮した増殖速度式を基礎式として採用する。ここでは、水温、N、Pが増殖の律速的要因となっているとして、次式で表現することも一つの方法である。

$$\begin{aligned}\frac{dM}{dt} &= \mu_m L_T L_N L_P M = \mu M \\ &= \mu_m \left[ \frac{T}{T_0} \exp\left(1 - \frac{T}{T_0}\right) \right]^n \frac{N}{K_N + N} \frac{P}{K_P + P} M\end{aligned}\quad 2-33$$

ここで、Mは藻類個体数、Tは水温、 $T_0$ はTの最適値、N、Pは窒素、リン濃度、tは時間、 $\mu_m$ 、 $K_N$ 、 $K_P$ はそれぞれ定数である。nも定数であるが、一般に0～3.5程度の値が取られる。上式において、水温に関する定数 $T_0$ 、n及び栄養塩類に関する定数 $K_N$ 、 $K_P$ の値が既知であれば、 $L_T$ 、 $L_N$ 、 $L_P$ の各項の大きさを比較することにより、比増殖速度 $\mu$ への影響度を相対的に評価しえる。しかしながら、自然水中での水温、栄養塩類の律速性を表現する $\mu_m$ 、 $T_0$ 、 $K_N$ 、 $K_P$ を実験的に求めることは困難なことが多い。そこで以下のような方法を検討した。

式2-33において、一定時間 $\Delta t$ 間におけるMの相対的な増加率 $\eta = \Delta M / M$ を定義すれば、例えば、Pについては、

$$\eta = (\Delta M / M) = \mu_m \left[ \frac{T}{T_0} \exp\left(1 - \frac{T}{T_0}\right) \right]^n \frac{N}{K_N + N} \frac{P}{K_P + P} \Delta t \quad 2-34$$

一定時間 $\Delta t$ として1日を取り、 $\Delta t$ 時間内のT、N、Pがほぼ一定であると見なせるならば、 $\eta \approx \mu$ 、すなわち、 $\eta$ は平均比増殖速度となる。いま、T、Nが一定の条件のもとでPだけが変化するとすれば、次式を得る。

$$R_P = \frac{\partial \eta}{\partial P} \frac{P}{\eta} \approx \left( \frac{\Delta \eta}{\eta} \right) / \left( \frac{\Delta P}{P} \right) = \frac{K_P}{K_P + P} \quad 2-35$$

すなわち、Pの変化 $\Delta P$ に伴う、 $\eta$ の変化、即ち藻類の相対的変化率 $\eta$ の増減値 $\Delta \eta$ の比率を上記のように $R_P$ のように表現すれば、Pが律速のときは、0～1の間の値をとるものと考えられる。水温、Nについても同様に $R_T$ 、 $R_N$ が定義できる。

$$R_N = \frac{\partial \eta}{\partial N} \frac{N}{\eta} \approx \left( \frac{\Delta \eta}{\eta} \right) / \left( \frac{\Delta N}{N} \right) = \frac{K_N}{K_N + N}$$

$$R_T = \frac{\partial \eta}{\partial T} \frac{T}{\eta} \approx (\frac{\Delta \eta}{\eta}) / (\frac{\Delta T}{T}) = n(1 - \frac{T}{T_0}) \quad \begin{matrix} = n : T=0. \\ = 0 : T=T_0. \end{matrix} \quad 2-36$$

自然水域においては、T、N、Pともに時間的に変化することから、 $\eta$ も時間的に変化することになり、 $\eta$ がT、N、Pの関数で微分可能ならば、

$$\Delta \eta \approx \frac{\partial \eta}{\partial T} \Delta T + \frac{\partial \eta}{\partial N} \Delta N + \frac{\partial \eta}{\partial P} \Delta P \quad 2-37$$

すなわち、一定時間 $\Delta t$ における $\eta$ の変化量 $\Delta \eta$ は、 $\Delta T$ 、 $\Delta N$ 、 $\Delta P$ の影響を受けて変化することになる。 $\frac{\partial \eta}{\partial T}$ 、 $\frac{\partial \eta}{\partial N}$ 、 $\frac{\partial \eta}{\partial P}$ は各項の係数に相当するので、この係数の大きさを比較することにより、その影響の程度を評価しえる。2-37式の両辺を $\eta$ で割った後、若干変形すると、

$$(\frac{\Delta \eta}{\eta}) = R_T \frac{\Delta T}{T} + R_N \frac{\Delta N}{N} + R_P \frac{\Delta P}{P} \quad 2-38$$

と $R_T$ 、 $R_N$ 、 $R_P$ が係数となる。

#### 2.4.2. 適用例（調査平均値に適用した例）

定義に忠実に検討するためには、 $P = \bar{P}$ のときの一定時間 $\Delta t$ 後のMの変化率（ $\Delta M / M$ ）がPの変化 $\Delta P$ によっていかに変化するかを $R_P$ として定量化する必要があるが、ここでは総括的な評価を目的として、図2-11に概念図を示すように、各地点での平均的な $\bar{P}$ 、 $\bar{M}$ のときの一定時間後のMの変化率（ $\Delta M / M$ ）をPが0から $\bar{P}$ 間の平均的な変化率（ $(\bar{M} - 0) / \bar{M}$ ）と $\Delta P$ 変化に伴うMの変化率（ $\Delta M / \bar{M}$ ）の比率で表現することによって $R_P$ を次式で近似表示し、 $\Delta P$ 、 $\Delta M$ なる変化量を各地点における実測標準偏差 $\sigma_M$ 、 $\sigma_P$ で表現してみる。

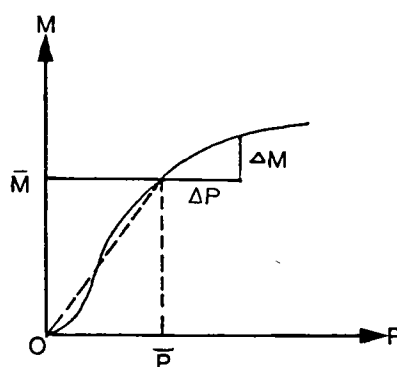


図2-11 P、M変化の概念図

$$R_P \approx (\Delta M / \bar{M}) / (\Delta P / \bar{P}) \approx (\sigma_M / \bar{M}) / (\sigma_P / \bar{P}) \quad 2-39$$

Nを $\text{NH}_4^+-\text{N}$ 、 $\text{NO}_3^--\text{N}$ 、Pとして $\text{PO}_4^{3-}$ 、Tとして水温のそれぞれの値を各地点別に計算し、結果を示したのが、図2-12から図2-15である。N、Pについては式2-35に従って

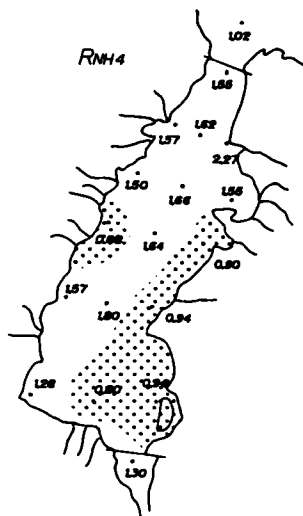


図2-12  $\text{NH}_4\text{-N}$  律速域

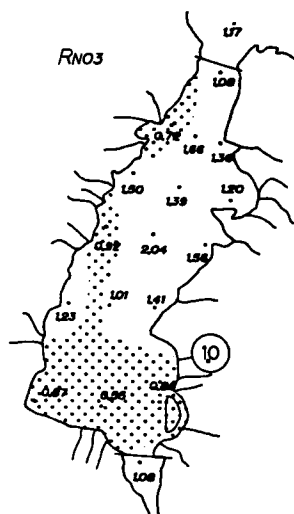


図2-13  $\text{NO}_3\text{-N}$  律速域

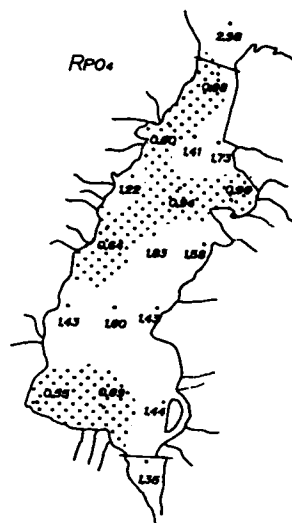


図2-14  $\text{PO}_4$  律速域

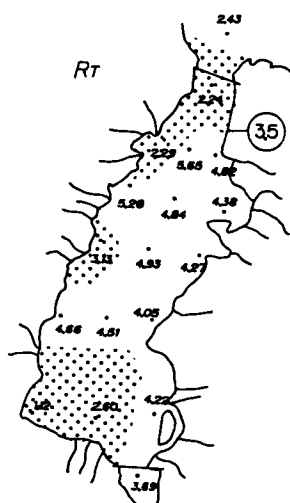


図2-15 水温律速域

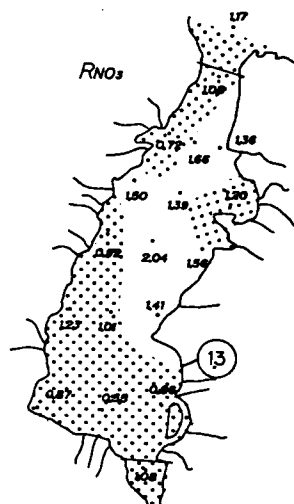


図2-16  $\text{NO}_3\text{-N}$  律速域 (その2)

1.0 以下の値のものを、Tについては式2-36に従って、 $n=3.5$  以下の値のものをそれぞれ斜線で表示した。この斜線分布のそれぞれの指標について律速条件となっている範囲を示しているものとみなす。

$\text{NH}_4\text{-N}$  については東岸部と西岸部の一部、 $\text{NO}_3\text{-N}$  については下流部、 $\text{PO}_4\text{-P}$  については、守山市沖部と浜大津沖で律速条件となっていることが類推できる。なお、図2-16は図2-13に示した $\text{NO}_3\text{-N}$  に関する検討結果を $R_n$ 値が1.3 以下となる範囲で書き改めたものである。北湖域が $\text{NO}_3\text{-N}$  律速であることを示しているのが注目される。それぞれの図を総じて見ると、東岸の中・南部域は $\text{NH}_4\text{-N}$  律速、同・北部域は $\text{NO}_3\text{-N}$ 、 $\text{PO}_4\text{-P}$  律速、西岸部は $\text{NO}_3\text{-N}$ 、 $\text{PO}_4\text{-P}$  及び水温律速、同・中部域は $\text{NH}_4\text{-N}$ 、 $\text{NO}_3\text{-N}$ 、 $\text{PO}_4\text{-P}$  律速、浜大津など南湖南部域は $\text{NO}_3\text{-N}$ 、 $\text{PO}_4\text{-P}$ 、水温律速、などがうかがえる。

#### 4.2.3. 適用例2 (*Anabaena*異常増殖時の適用例)

ここでは、実測値より2-37式に従ってT、N、Pの影響力の大きさを相対評価してみる。実測値は、*Anabaena*と水質値で測定間隔及び測定回数が相違するので、まず3次のスプライン補間法により、実測値の補間をおこなった。Nとしては無機態N濃度(= $\text{NH}_4\text{-N} + \text{NO}_2\text{-N} + \text{NO}_3\text{-N}$ )をとっている。地点3-3及び7-1について補間した結果を図2-17に示した。2-34式において、 $\Delta t=1$ 日とすると $\eta = \Delta M/M$ となるので次式より $\eta_i$ を求めた。

$$\eta_i = \Delta M/M = (M_{i+1} - M_i)/M_i \quad 2-40$$

ここに、 $\eta_i$ 、 $M_i$ は*i*日の $\eta$ 、*Anabaena*個体数である。

また、 $\Delta \eta = \eta_{i+1} - \eta_i$  より求めた。 $\Delta T$ 、 $\Delta N$ 、 $\Delta P$ についても、同様にして求めた。

図2-17に示したように*Anabaena*の異常増殖期は8月下旬から、9月中旬の約1カ月にわたって発生していることから、この1カ月を初期、中期、終息期の各々11日に分割し、各期間の $\Delta \eta$ 、 $\Delta T$ 等を補間値より求めたうえで、重回帰式より2-37式の係数を決定する方法をとった。ここでは各項の相対的な影響力を検討するのが主たる目的であるので、各項の規定力を表す標準偏回帰係数を求めた。たとえば、地点3-3については、表2-2に示すような結果が得られた。区分した期間に応じて重回帰式を求めているので、各期で相関係数が異なっている。標準偏回帰係数が+の値は、水質値が増加するほど、 $\Delta$

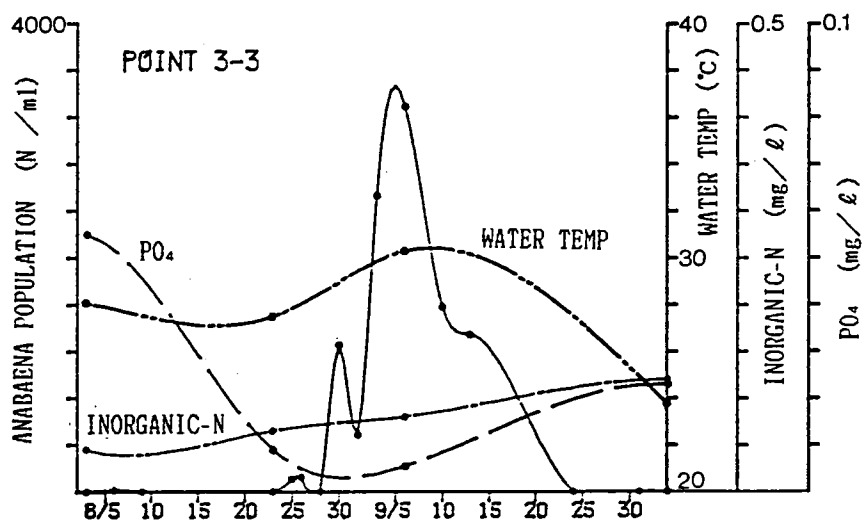
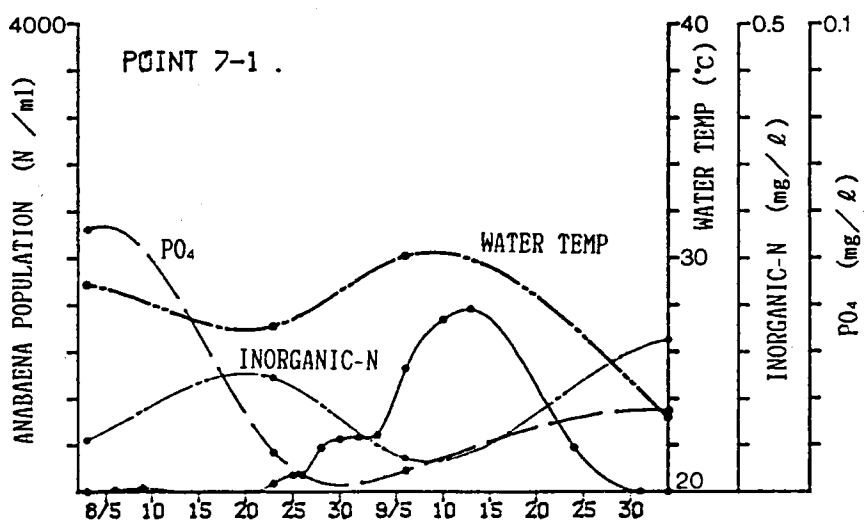


図2-17 Anabaena個体数、水質の時系列変化  
(スプライン補間値, ●:実測値)

表 2-2 重回帰分析の結果 (地点 3-3 の例)

期 間	水 温	無機態窒素	リ ン 酸	重相関係数
初期 8/23~ 9/ 2	-1.00	2.15	1.35	0.18
中期 9/ 3~ 9/13	-0.46	6.23	-6.16	0.61
終息期 9/14~ 9/24	—	-18.23	17.68	0.80

$\eta$ が増加することを、逆に一値は増加に伴って $\Delta \eta$ が減少することを示しており、相対的な値の大きさにより、各項の効き方を評価できる。どの水質指標がとくに影響しているかを、数値の絶対値の大小に注目してみると、初期では水温、無機態N、中期、終息期ではN、P両方が関与していることを示している。

各調査地点で、ピークの出現する期間に若干の差がみられるのは前述の通りであるが、各地点共通して上記の期間分けをし、各期について影響が最大の指標について示したのが図2-18である。影響力がほぼ等しい場合については両方の指標を図示した。地点及び期間により、重相関係数が小さく重回帰式として意味を持たない場合も見られるので、重相関係数0.2以上をとりあげたが、参考値として0.1~0.2の場合を○で示してある。

初期では、各地点とも有意な結果は得られていず、この期間における増殖に影響を与える水質指標は特定できない。中期では、多くの地点で*Anabaena*個体数がピークに達するが、東岸沿いでは増殖に影響しているものとして、N、P、南部では水温が挙げられる。西岸部では卓越的に影響しているものは、重相関係数も小さいため明らかではない。終息期では、N、P及び水温の影響が複雑であるが、概して、南部では水温及びN、北部水域ではPが卓越的に影響していると考えられる。

## 2.5. 結語

藻類増殖の経験的モデルとして多用されるMonodモデルについて、モデルを構成するパラメータの変動がどの程度モデルの出力(結果)に伝播しうるかを、分散伝播方程式及び感度分手法を適用して検討を加えた(2節)。Monodモデルを構成するパラメータ $\mu_{\max}$ 及びKは藻類培養試験から推定されるが、個々の藻類種で各々値が異なると同時に水温、

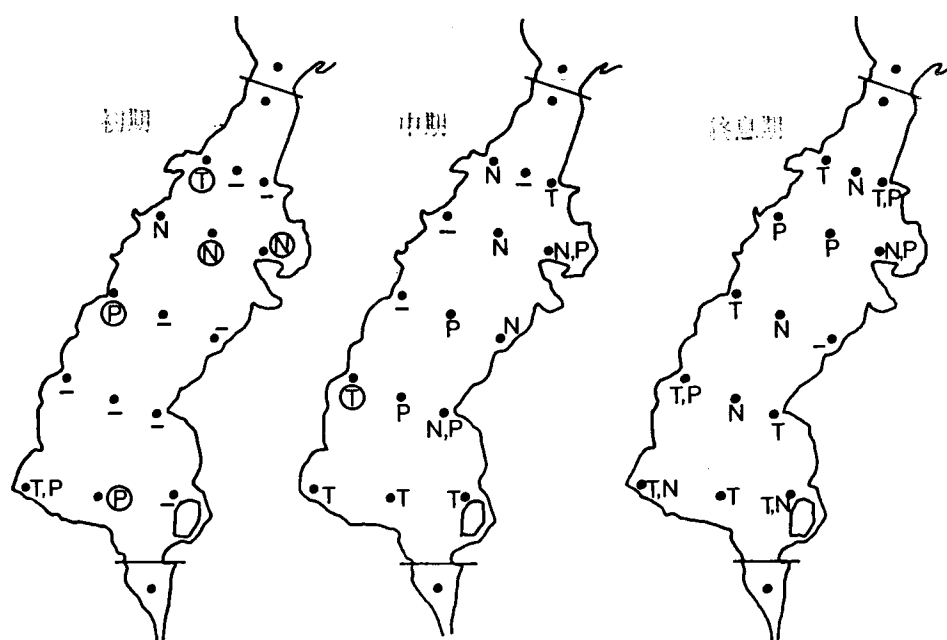


図2-18 Anabaena増殖に影響していると考えられる  
水質指標 (T:水温, N:無機態N, P:リン酸)  
●: 重相関係数0.2 ~ 0.1, ---: 0.1 未満

日射条件によっても変動することが指摘されている。自然水域中の藻類動態モデル適用においては、総体としての藻類総個体数、或いは種別個体数に適用される場合には、種構成の変動により、Monod モデルのパラメータ  $\mu_{\max}$ 、 $K$  は変動することになる。ここでは、 $\mu_{\max}$ 、 $K$  の変動を一定の確率分布を仮定した上で、比増殖速度（分散伝播方程式）や、時間変化する藻類-栄養塩の系（感度分析）で、如何にその変動（不確実性）が伝播するかを定量的に検討を加えたが、前者からは、栄養塩  $X$  の値により、 $\mu_{\max}$ 、 $K$  の影響度が異なること、また、後者では、対数増殖期においては  $\mu_{\max}$ 、 $K$  が、静止期では、自己分解速度  $k$  や収率係数  $Y$  が卓越して影響することが示された。

第3節では、既存の研究事例をもとに増殖促進物質の効果を検討し、数式表示する方向を示した。増殖促進物質の存在が異常増殖などの現象では従来から注目されており、室内実験により各物質の効果の判定がされてきたが、その定量的評価は未だ十分になされていない。これらの増殖促進物質の効果を実際のモデルに組み込むにはその効果を定式化すると



ともに、増殖促進物質の挙動の追跡が必要となるが、N、Pに比べてその挙動の把握は分析技術との関係もあり、未だ十分ではないと考えられる。このような増殖促進物質を含めた栄養条件を表現する指標として第1章に示したAGR が有効であると考えられる。すなわち、AGRは供試藻類の増殖特性を表す指標であるから、試水中に存在する種々の栄養物質の効果を反映していることになる。

第4節では、水質指標の増殖への影響を律速性の観点から推定する統計的な手法を提示し、実際の藻類現地調査データへの適用を試みた。律速性については、従来、N、Pを適当量添加するAGP 試験が中心であったが、N、P等を添加することにより、試水の栄養条件が、自然状態とは異なったものとなるため、自然水の律速性を厳密には表していないと考えられる。ここで示した方法は、現地実測値（N、P、藻類）を利用する方法であり、より自然条件下での律速性を判定しえると考えられる。

## 第 I 編第 3 章 湖流動特性の分析

### 3.1. 概説

湖の流動特性が湖内の藻類の挙動と密接に関連していることは、直接的には藻類の湖内分布パターンが時間的に変化することから、また間接的には第 II 編第 3 章で示す藻類の出現確率が水象・気象要因と有意な関係が認められ、これらの要因が湖流パターンを変化させていることから明らかである。湖内の流動特性を充分正確に把握することは第 II 編第 1 章で提示し考察する遷移確率を基礎とした藻類動態の確率論的モデル（マルコフモデル）の適用上極めて重要である。

研究対象である琵琶湖南湖では、湖内の流動パターンに着目すれば全体的には北湖から流入し、南郷洗堰より瀬田川へ放流される南北の恒流的流れが無風状態では支配的であるが、風向・風速状況が変動すれば吹送流が生じ、南湖全域にわたるような大規模な循環流や局所的な循環流が形成される。これらの循環流やラングミューラ渦<sup>1)2)</sup>など水深方向の渦流は、流れに乗った藻類の実質的な増殖時間が確保される点を考慮すると、水の華など藻類の異常増殖現象では湖内の流動状態が注目される。

湖流動のパターンを再現する湖流モデルについては多くの研究例がみられる。マルコフモデルの地点間の藻類の遷移特性（到達確率）については、従来の湖流モデルより求められる平均的な湖流分布から求めることができるが、上述の局所的・循環的な流れを考慮することは出来ず、別途局所的な渦流を表現しうる水理指標を導入する必要がある。

本章では、まず到達確率算定の基礎となる平均的流況を再現する湖流モデルについて示す。湖流モデルでは風向・風速、放流量、水位の各要因の変化を考慮できることが特徴である。その後、藻類の湖内での流下・移動現象を確率的に記述するため到達確率を定義し 2 次元場におけるランダム・ウォークにより定式化を行う。なお湖流モデルでは分割メッシュの大きさにも依存するが、再現しうるのはメッシュの平均流速であるので、全域的な循環的流れはある程度再現できても、局所的な流れや水深方向のものは再現出来ない。藻

類の異常増殖を考える上で重要なこうした局所的・循環的な流れの取扱いについては、第4章で詳述する。

### 3.2. 風の影響を考慮した湖流モデル

湖沼の流動モデルについては、従来多くの研究がなされており、浅水潮流方程式によりモデル化した例が多い<sup>3)</sup>。ここでも浅水潮流方程式を基礎とし、水位変化も組み入れたモデル化を行うがモデル化にあたっての仮定としては、

- ①気圧の変化、周辺河川からの流入量は無視できるとする。
- ②水深が浅いことから2次元1層モデルとし、密度は一定（温度成層は発達していない）、流速の水深方向の変化はないとする。

また、モデルの設定条件としては、

- ①風向・風速、南郷洗堰の放流量、水位を任意に設定できるが、定常状態とし一定値を与える。
- ②湖の水深分布も考慮する。
- ③解は差分化し、数値的に求める。
- ④メッシュ分割は500mとする。

#### 3.2.1. 基礎式

先の仮定より導かれた次式を解析の基礎式とする<sup>3)</sup>。

運動方程式

$$\frac{\partial M}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial x} UM + \frac{\partial}{\partial y} UN = -g(h+\zeta) \frac{\partial \zeta}{\partial x} + fN + \frac{1}{\rho} \{ \tau_x(s) - \tau_x(b) \} \quad 3-1$$

$$\frac{\partial N}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial x} VM + \frac{\partial}{\partial y} VN = -g(h+\zeta) \frac{\partial \zeta}{\partial y} - fM + \frac{1}{\rho} \{ \tau_y(s) - \tau_y(b) \} \quad 3-2$$

連続式

$$\frac{\partial \zeta}{\partial t} + \frac{\partial M}{\partial x} + \frac{\partial N}{\partial y} = 0 \quad 3-3$$

座標系については図3-1に示す。ここで

$M, N$  :  $x, y$  方向の流量フラックス  $M = (h+\zeta) U$  ,  $N = (h+\zeta) V$  [ $\text{m}^3/\text{s}$ ]

$U, V$  :  $x, y$  方向の平均流速 [ $\text{m}/\text{s}$ ]

$h$  : 基準面から湖底面までの水深 [m]  
 $\zeta$  : 基準面から水表面までの高さ [m]  
 $f$  : Coriolisの因子で  $f=8.39 \times 10^{-5}$  [rad/s]  
 $\rho$  : 水の密度 [ $\text{g}/\text{cm}^3$ ]

$\tau_x(s), \tau_y(s)$  : 水表面に作用する  $x, y$  方向の剪断応力

$\tau_x(b), \tau_y(b)$  : 湖底面に作用する  $x, y$  方向の剪断応力

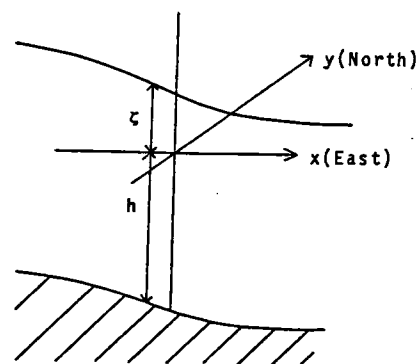


図 3-1 座標系

剪断応力については慣用的に用いられる次式の関係を採用した。

$$\begin{aligned}\tau_x(s) &= r_a^2 \rho_a W_x \sqrt{W_x^2 + W_y^2} \\ \tau_y(s) &= r_a^2 \rho_a W_y \sqrt{W_x^2 + W_y^2}\end{aligned} \quad 3-4$$

$$\begin{aligned}\tau_x(b) &= r_b^2 \rho U \sqrt{U^2 + V^2} - \beta \tau_x(s) \\ \tau_y(b) &= r_b^2 \rho V \sqrt{U^2 + V^2} - \beta \tau_y(s)\end{aligned} \quad 3-5$$

ここで  $W_x$  及び  $W_y$  : 風速の  $x, y$  方向成分 [m/s]

$\rho_a$  : 空気の密度 ( $=1.2 \times 10^{-3}$  [g/cm<sup>3</sup>])

係数には慣用されている値  $r_a^2 = 1.3 \times 10^{-3}$ ,  $r_b^2 = 2.6 \times 10^{-3}$ ,  $\beta = 1.0$  を用いた。

### 3.2.2. 差分式

琵琶湖南湖を図 3-2 のように一辺 500m のメッシュに分割し、基礎式は multi-level の staggered scheme による差分化を行った (図 3-3 参照)。

運動方程式

$$\frac{M_{i+1/2}^{n+2} - M_{i+1/2}^n}{2\Delta t} = -g(\bar{h} + \zeta)_{i+1/2}^{n+1} \frac{\zeta_{i+1/2, j+1/2}^{n+1} - \zeta_{i-1/2, j+1/2}^{n+1}}{\Delta s} + \bar{A}_{i+1/2}^n \quad 3-6$$

$$\frac{N_{i+1/2, j}^{n+2} - N_{i+1/2, j}^n}{2\Delta t} = -g(\bar{h} + \zeta)_{i+1/2, j}^{n+1} \frac{\zeta_{i+1/2, j+1/2}^{n+1} - \zeta_{i+1/2, j-1/2}^{n+1}}{\Delta s} + \bar{A}_{i+1/2, j}^n \quad 3-7$$

差分化に当たっては流れの移流的変化が小さいとし、3-1, 3-2 式の非線型項を省略した。

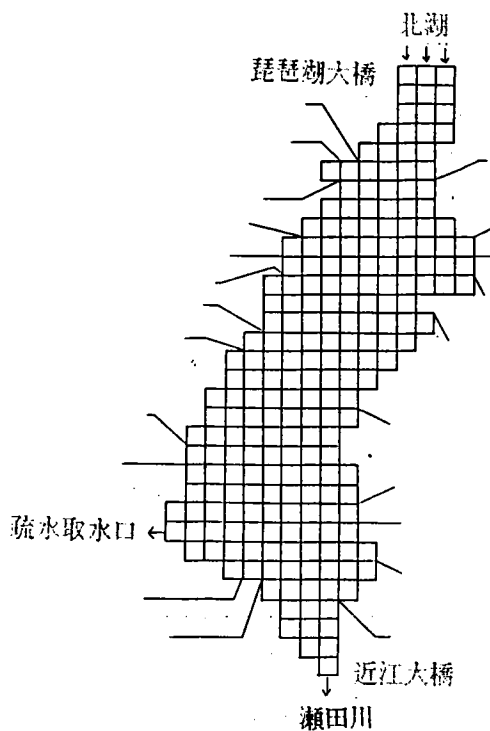


図3-2 南湖のメッシュ分割 (500m)

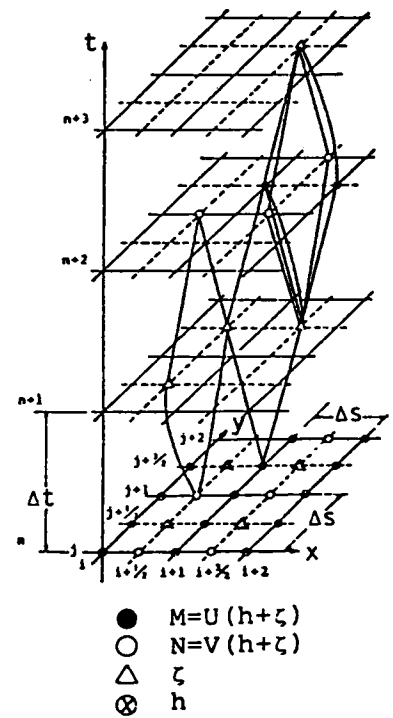


図3-3 差分スキーム

連続式

$$\frac{\zeta_{i+1/2, j+1/2}^{n+3} - \zeta_{i+1/2, j+1/2}^{n+1}}{2\Delta t} = -\frac{M_{i+1/2, j+1/2}^{n+2} - M_{i, j+1/2}^{n+2}}{\Delta s} - \frac{N_{i+1/2, j+1}^{n+2} - N_{i+1/2, j}^{n+2}}{\Delta s} \quad 3-8$$

ただし,  $\Delta s$ : x 及び y 方向のメッシュ間隔

$\Delta t$ : 時間ステップ

また,

$$(\bar{h} + \bar{\zeta})_{i+1/2}^{n+1} = \{(\bar{h} + \bar{\zeta})_{i-1/2, j+1/2}^{n+1} + (\bar{h} + \bar{\zeta})_{i+1/2, j+1/2}^{n+1}\} / 2 \quad 3-9$$

$$\begin{aligned} \bar{A}_{i+1/2}^n &= f(N_{i-1/2, j}^n + N_{i+1/2, j}^n + N_{i-1/2, j+1}^n + N_{i+1/2, j+1}^n) / 4 \\ &\quad + \{\tau_x(s)_{i,j}^n - \tau_x(b)_{i,j}^n + \tau_x(s)_{i,j+1}^n - \tau_x(b)_{i,j+1}^n\} / (2\rho) \end{aligned} \quad 3-10$$

$$(\bar{h} + \bar{\zeta})_{i+1/2, j}^{n+1} = \{(\bar{h} + \bar{\zeta})_{i+1/2, j-1/2}^{n+1} + (\bar{h} + \bar{\zeta})_{i+1/2, j+1/2}^{n+1}\} / 2 \quad 3-11$$

$$\begin{aligned} \bar{A}_{i+1/2, j}^n &= -f(M_{i-1/2}^n + M_{i+1/2}^n + M_{i+1/2, j-1/2}^n + M_{i+1/2, j+1/2}^n) / 4 \\ &\quad + \{\tau_y(s)_{i,j}^n - \tau_y(b)_{i,j}^n + \tau_y(s)_{i+1/2, j}^n - \tau_y(b)_{i+1/2, j}^n\} / (2\rho) \end{aligned} \quad 3-12$$

$$\bar{h}_{i+1/2,j+1/2} = (h_{i,j} + h_{i+1,j} + h_{i,j+1} + h_{i+1,j+1}) / 4$$

である。さらに流速  $U$  及び  $V$  は

$$U_{i+1/2,j+1/2}^{n+2} = (M_{i+1,j+1/2}^{n+2} + M_{i,j+1/2}^{n+2}) / 2(\bar{h} + \zeta)_{i+1/2,j+1/2}^{n+1} \quad 3-13$$

$$V_{i+1/2,j+1/2}^{n+2} = (N_{i+1/2,j+1}^{n+2} + N_{i+1/2,j}^{n+2}) / 2(\bar{h} + \zeta)_{i+1/2,j+1/2}^{n+1} \quad 3-14$$

から求められる。

### 3.2.3. 計算条件

計算の時間間隔は CFL 条件より  $\Delta t = 15$  秒とした。また対象とした琵琶湖南湖に関して設定した境界は北端（琵琶湖大橋付近）、南端（近江大橋付近）及び湖岸の 3 種類である。湖流計算で設定した境界条件は、

①北端では水位。鳥居川量水標の 0 水位 (T.P.84.371m) を  $\zeta = 0$  としているが、北端では強制的に  $\zeta = 0$  とした。

②南端では南郷洗堰の放流量。

③湖岸では計算の範囲内では水位変化に対して汀線の移動がないとし、湖岸にたてた法線方向の流量フラックスは 0 とした。ただし、琵琶湖疏水取水口においては、取水流量に相当す流量フラックスがあるとし、本モデルは常時  $25 \text{ m}^3/\text{s}$  取水すると設定した。

気象・水理条件を一定に保ち、初期値として南湖全域において  $M = N = 0$  及び水位は  $\zeta = 0$  とし、計算をすすめた。計算は 30 時間行い、後半 12 時間分の流速値を平均することによって気象・水理条件に対応する湖流推定値とみなした。

### 3.2.4. 湖流分布の計算例

気象・水理条件を設定しいくつか試算した湖流分布を例示する。図 3-4 は洗堰放流量を  $80 \text{ m}^3/\text{s}$  とし、無風状態、北東  $1.6 \text{ m}/\text{s}$ 、南西風  $1.6 \text{ m}/\text{s}$  を設定した時の計算結果 (12 時間平均値) である。無風状態では放流量に原因する南行する恒流成分が卓越するが、北東風、南西風の例では局所的に循環的流れが現れており、前者では時計まわり、後者では半時計まわりとなっている。

図 3-5 (a), (b) は北東の風  $1.6 \text{ m}/\text{s}$  と一定とし洗堰放流量を各々  $50, 250 \text{ m}^3/\text{s}$  とした例である。 $50 \text{ m}^3/\text{s}$  では  $80 \text{ m}^3/\text{s}$  とほぼ同様な湖流パターンとなり循環流が現れるが  $250 \text{ m}^3/\text{s}$  とすると風に原因する循環的流れよりも放流量増加による南行の恒流成分が卓越し、

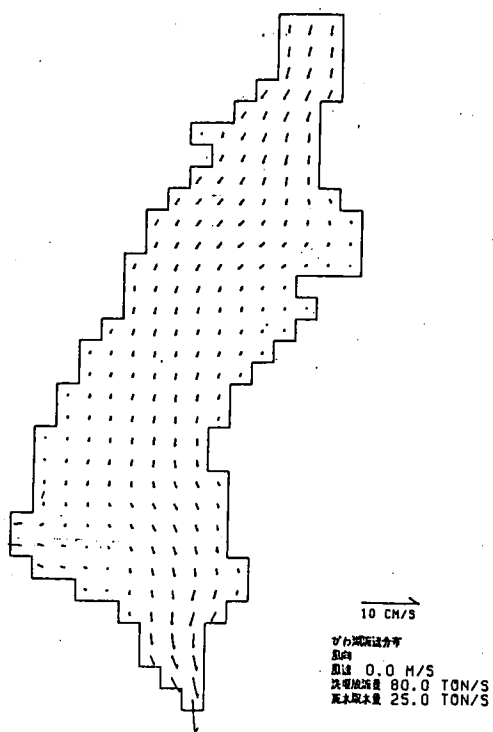


図3—4(a) 湖流分布 (無風)

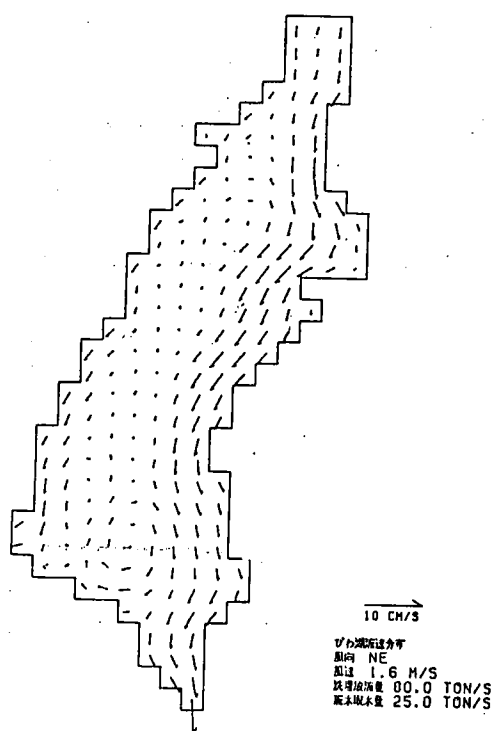


図3—4(b) 湖流分布 (北東風1.6m/s)

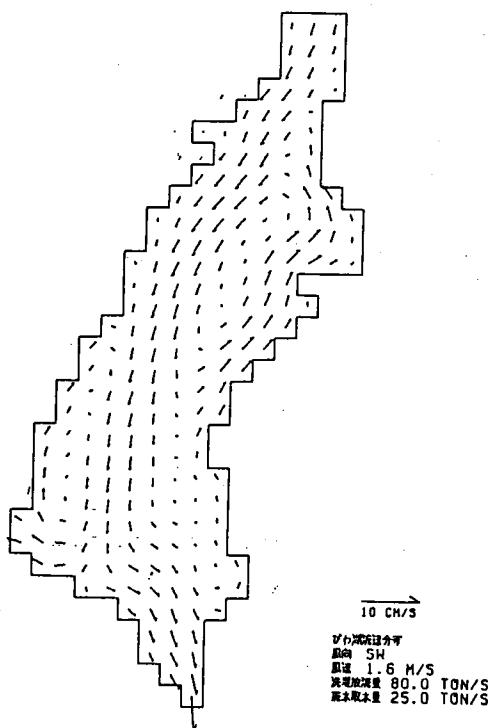


図3—4(c) 湖流分布 (南西風1.6m/s)

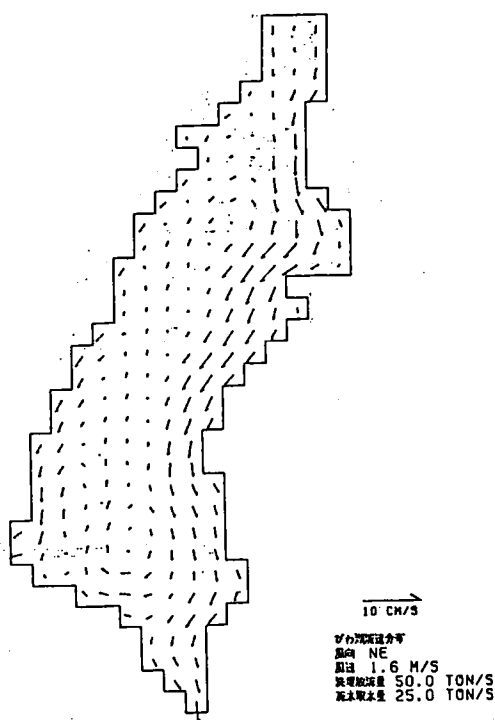


図3—5(a) 湖流分布  
(北東風1.6m/s, 放流量50m<sup>3</sup>/s)

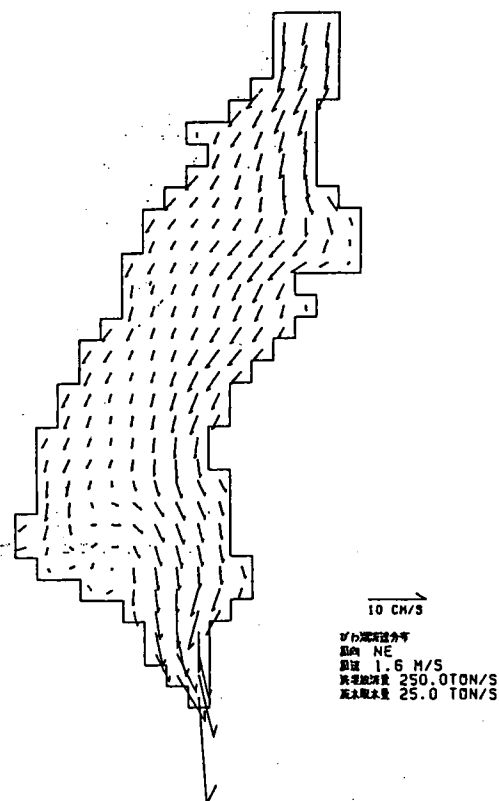


図3—5(a) 湖流分布  
(北東風1.6m/s, 放流量250 m<sup>3</sup>/s)

そのパターンは無風状態のものに近くなる。

以上に示した湖流モデルを、解析対象とする時点の風向・風速、水位、及び放流量の各条件を設定したうえで実行し、得られた湖流分布よりメッシュ間或いはブロック間の流量収支、マルコフモデルの到達確率計算に利用する。

### 3.3. 湖流動の確率特性の定量化

#### 3.3.1. 到達確率の定義と基礎式の誘導

湖内の藻類動態を空間的・時間的に追跡するためには、個々の藻類個体の増減を把握すると同時に、藻類個体の流下過程を定量的に把握しておく必要がある。藻類個体の流下は、湖水の流動による移流・拡散、沈降、再浮上現象が主であるが、走行性、浮上特性を持つ藻類種では、これら藻類独特の運動特性を考慮する必要がある。しかしながら、このような湖内での藻類の流下過程については、現象が複雑なために、定量化に資する知見は殆ど



得られていない。そこで、藻類を保存性の浮遊粒子とみなし、この浮遊粒子の湖内での挙動を湖流モデルによる湖流速分布を利用して把握することを試みる。

任意地点に存在する浮遊粒子は、時々刻々変化する湖流に乗って流下・移動するが、この移動特性を表現する指標として、「到達確率」を定義する。到達確率はある地点に存在した浮遊粒子が一定時間後に、どの地点に移動しているかを、確率により表現するものである。

浮遊粒子の流下過程を2次元場におけるランダム・ウォークにより定式化を行う<sup>4) 5)</sup>。定式化にあたっては、湖を2次元流れ場とし水深方向の流速は0であるとの仮定を置く。2次元流れ場での位置  $(x, y)$  を一定値  $\Delta x, \Delta y$  で離散化し、 $(m, n) = (x/\Delta x, y/\Delta y)$  とおく。時間  $t$  についても一定値  $\Delta t$  で割り離散化して  $k = t/\Delta t$  と表す。時点  $k$ 、位置  $(m, n)$  に粒子が存在する確率を「存在確率」と呼び、 $\nu(m, n, k)$  で表す。この位置より時点  $k'$ 、位置  $(m', n')$  へ推移する確率を  $P_A(m, n, k | m', n', k')$  とおき、これを「到達確率」と呼ぶことにする。時点  $k$ 、位置  $(m, n)$  に存在する粒子が隣接する位置  $(m+1, n)$ 、 $(m, n+1)$  等に単位時間  $\Delta t$  の間に移動する到達確率を  $x$  の正、負方向に  $\Delta x$  進む時各々  $p_x(m, n)$ 、 $q_x(m, n)$ 、 $y$  の正、負方向に  $\Delta y$  進む確率を各々  $p_y(m, n)$ 、 $q_y(m, n)$  とおく。先の記号表記によれば、 $p_x = P_A(m, n, k | m+1, n, k)$  等である。単位時間  $\Delta t$  にいずれかの方向に進むとすれば、

$$p_x(m, n, k) + q_x(m, n, k) + p_y(m, n, k) + q_y(m, n, k) = 1 \quad 3-15$$

の関係が成り立つ。

いま、時点  $k_0$  に位置  $(m_0, n_0)$  より出発した粒子が時点  $k$ 、位置  $(m, n)$  に存在する確率を初期の状態も区別するために  $\nu(m, n, k | m_0, n_0, k_0)$  とおく。ここで  $\nu(m, n, k | m_0, n_0, k_0)$  は次の関係式を満たす。

$$\sum_{n=-\infty}^{\infty} \sum_{m=-\infty}^{\infty} \nu(m, n, k | m_0, n_0, k_0) = 1.0 \quad 3-16$$

存在確率  $\nu(m, n, k | m_0, n_0, k_0)$  は到達確率、および1時点前の状態確率より求めることが出来る。すなわち、

$$\nu(m, n, k | m_0, n_0, k_0) = p_x(m-1, n, k-1) \nu(m-1, n, k-1 | m_0, n_0, k_0)$$

$$\begin{aligned}
& + q_x(m+1, n, k-1) \nu(m+1, n, k-1 | m_0, n_0, k_0) \\
& + p_y(m, n-1, k-1) \nu(m, n-1, k-1 | m_0, n_0, k_0) \\
& + q_y(m, n+1, k-1) \nu(m, n+1, k-1 | m_0, n_0, k_0)
\end{aligned}$$

3-17

初期条件は

$$\nu(m, n, k | m_0, n_0, k_0) = 1 : m=m_0, n=n_0, k=k_0$$

$$= 0 : m \neq m_0, n \neq n_0, k \neq k_0$$

3-18

で与えられる。

$\Delta x, \Delta y, \Delta t \rightarrow 0$  となる極限を考えると、存在確率  $\nu(m, n, k | m_0, n_0, k_0)$  は連続関数としての確率密度関数  $g(x, y, t | x_0, y_0, t_0)$  へ漸近する。 $g(\cdot)$  で 3-17 式を書き直すと、

$$\begin{aligned}
g(x, y, t + \Delta t | x_0, y_0, t_0) = & \\
& p_x(x - \Delta x, y, t) g(x - \Delta x, y, t | x_0, y_0, t_0) \\
& + q_x(x + \Delta x, y, t) g(x + \Delta x, y, t | x_0, y_0, t_0) \\
& + p_y(x, y - \Delta y, t) g(x, y - \Delta y, t | x_0, y_0, t_0) \\
& + q_y(x, y + \Delta y, t) g(x, y + \Delta y, t | x_0, y_0, t_0)
\end{aligned}$$

3-19

3-19 式を Taylor 展開すると、左辺は、

$$\text{左辺} = g + \Delta t \frac{\partial g}{\partial t} + \frac{(\Delta t)^2}{2} \frac{\partial^2 g}{\partial t^2} + O(\Delta t^3)$$

3-20

右辺第 1 項は、

$$\begin{aligned}
\text{右辺第 1 項} = & [p_x - \Delta x \frac{\partial p_x}{\partial x} + \frac{(\Delta x)^2}{2} \frac{\partial^2 p_x}{\partial x^2} + O(\Delta x^3)] \times \\
& [g - \Delta x \frac{\partial g}{\partial x} + \frac{(\Delta x)^2}{2} \frac{\partial^2 g}{\partial x^2} + O(\Delta x^3)]
\end{aligned}$$

3-21

右辺第 2, 3, 4 項も同様に Taylor 展開できる。ここで、 $O(\Delta t^3)$ ,  $O(\Delta x^3)$  は微小項であり、 $g(x, y, t | x_0, y_0, t_0)$ ,  $p_x(x, y, t)$  等は簡単のため、 $g, p_x$  等で表した。

3-21 式を展開したうえで、両辺を  $\Delta t$  で割り、以下のように置き換えを行い、

$$(1) \frac{(\Delta x)^2}{2\Delta t} = Ex, \quad \frac{(\Delta y)^2}{2\Delta t} = Ey$$

$$(2) p_x(x, y, t) - q_x(x, y, t) = U(x, y, t) \frac{\Delta t}{\Delta x}$$

$$(3) p_y(x, y, t) - q_y(x, y, t) = V(x, y, t) \frac{\Delta t}{\Delta y}$$

3-22

$$(4) p_x(x, y, t) + q_x(x, y, t) = p_y(x, y, t) + q_y(x, y, t) = \frac{1}{2}$$

ここで、 $U(x, y, t)$ ,  $V(x, y, t)$  は  $x, y$  方向の流速である。

$\Delta t \rightarrow 0$  の極限を考えると、次式を得る (Fokker-Planck の式)。

$$\frac{\partial g}{\partial t} = -U \frac{\partial g}{\partial x} - V \frac{\partial g}{\partial y} - g \frac{\partial U}{\partial x} - g \frac{\partial V}{\partial y} + \frac{Ex}{2} \frac{\partial^2 g}{\partial x^2} + \frac{Ey}{2} \frac{\partial^2 g}{\partial y^2} \quad 3-23$$

非圧縮性流体の場合では、 $\frac{\partial U}{\partial x} + \frac{\partial V}{\partial y} = 0$  より、

$$\frac{\partial g}{\partial t} = -U \frac{\partial g}{\partial x} - V \frac{\partial g}{\partial y} + \frac{Ex}{2} \frac{\partial^2 g}{\partial x^2} + \frac{Ey}{2} \frac{\partial^2 g}{\partial y^2} \quad 3-24$$

以上のように時間、位置を連続変数として表現すれば、到達確率  $p_x(x, y, t)$  等は 3-

2 2 式より、次式のように流速と関連づけて定量化しうる。

$$\begin{aligned} p_x(x, y, t) &= \frac{1}{4} + \frac{U(x, y, t)}{2} \frac{\Delta t}{\Delta x} \\ q_x(x, y, t) &= \frac{1}{4} - \frac{U(x, y, t)}{2} \frac{\Delta t}{\Delta x} \\ p_y(x, y, t) &= \frac{1}{4} + \frac{V(x, y, t)}{2} \frac{\Delta t}{\Delta y} \\ q_y(x, y, t) &= \frac{1}{4} - \frac{V(x, y, t)}{2} \frac{\Delta t}{\Delta y} \end{aligned} \quad 3-25$$

$g(x, y, t | x_0, y_0, t_0)$  は時点  $t_0$ 、位置  $(x_0, y_0)$  より放出された粒子が時点  $t$  で位置  $(x, y)$  に存在する確率の一般的表現である。各時点に各地点から放出される個々の粒子の挙動を追跡し、重ね合わせるにより、任意時点、任意地点の粒子状態の確率分布を求めることができる<sup>6,7)</sup>。

すなわち、各地点において放出される粒子数 (粒子数/単位時間/単位面積) が分かれば、個々の粒子単位に得られた  $g(x, y, t | x_0, y_0, t_0)$  に粒子数を掛け、重ね合わせるにより、湖内における粒子数分布が算定できる。任意地点  $(x, y)$ 、時間  $t$  において粒子数の期待値  $C_c(x, y, t)$  は、次式で求められる。

$$C_c(x, y, t) = \int_{-\infty}^t \left( \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} C_0(x_0, y_0, t_0) g(x, y, t | x_0, y_0, t_0) dx_0 dy_0 \right) dt_0 \quad 3-26$$

ここで  $C_0(x_0, y_0, t_0)$  は  $t = t_0$ 、 $(x, y) = (x_0, y_0)$  において放出される粒子数である。

$C_0(x_0, y_0, t_0)$  を式 3-24 の両辺に乘じ  $t_0, x_0, y_0$  について積分すれば、

$$\frac{\partial C}{\partial t} = -U(x, y, t) \frac{\partial C}{\partial x} - V(x, y, t) \frac{\partial C}{\partial y} + \frac{Ex}{2} \frac{\partial^2 C}{\partial x^2} + \frac{Ey}{2} \frac{\partial^2 C}{\partial y^2} \quad 3-27$$

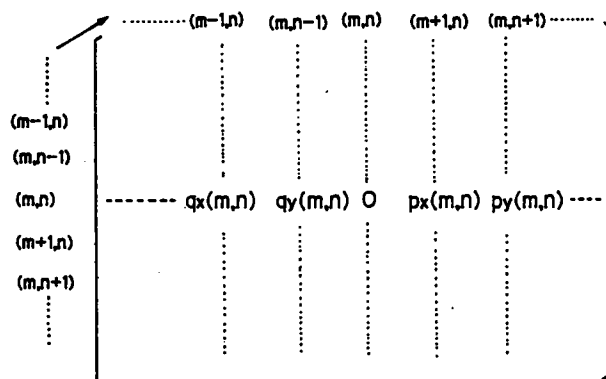
を得、保存性の水質物質を対象とした移流・拡散方程式そのものになる。

### 3.3.2. 到達確率の定量化

到達確率の算定は、3-24 式の移流・拡散型の偏微分方程式で表される  $g(x, y, t | x_0, y_0, t_0)$  を数値的に解く方法と、3-17 式の差分方程式をもとにして個々の粒子につ

3-25式のように、各地点、各時点における到達確率  $p_x(x, y, t)$ 、 $q_x(x, y, t)$  等は流速  $U(x, y, t)$ 、 $V(x, y, t)$  より算定できるから、初期条件、すなわち個々の粒子の出発地点  $(x_0, y_0)$ 、及び出発時間  $t$  を与えれば、粒子の軌跡を順次追跡することができる。湖内における流速が時間  $t$  によらず定常とみなせる場合は、到達確率は位置のみに依存するが、流速が風、水位、放流量の影響により、非定常に変化する場合は、その到達確率は時間にも依存することになる。以下では定常、非定常の場合に分けて到達確率の定量化を考察するが、時間、位置については離散化した値を使用する。

流速が位置のみの関数と考えられる場合には、隣接点への到達確率は時間に関係せず  $p_x(m, n) = 1/4 + U(m, n) \cdot \Delta t / \Delta x / 2$  等で表され、地点間の到達確率はマトリクスにより統一的に表示することができる。いま位置  $(m, n)$  及び隣接する4地点  $(m, n+1)$ ,  $(m+1, n)$ ,  $(m, n-1)$ ,  $(m-1, n)$  に注目すれば、3-28式で示される一般化された到達確率マトリクスで表現できる。



この到達確率マトリクスで表される確率モデルをマルコフ連鎖モデル或いは単純マルコフモデルと呼ぶことにする。湖内を適当にメッシュ分割し、別途湖流分布推定モデルより得た流速値よりマトリクス要素を決定できる。しかし、メッシュ数が増すとマトリクスも非常に大きくなり、その演算は実際的でなくなるが、湖がいくつかのメッシュ或いはブロッ

クに分割される場合には有効な方法であると考えられる。

## (2)流速が位置及び時間の関数の場合（非定常な潮流状態）

一般に潮流状況は時間的に変動するものであり、非定常な潮流動を把握する方法としては、潮流モデルによる非定常計算が考えられる。しかしながらモデルの構造、境界・初期条件の影響、すなわち、数値計算時の設定条件等のために得られた非定常な潮流分布の変動が実際の変動を十分近似しえていると言う保証はない。そこで、潮流分布としては、先に示した平均的な潮流分布をとるが、平均的な潮流速も確率的に変動するとみなし、確率分布として取り扱う方法をとる。すなわち、平均的潮流分布は、風向・風速、放流量、水位により変化するが、放流量、水位が比較的安定した条件であるのに対し、風向・風速は時間的な変動が卓越する。そこで、風向・風速については平均的潮流の計算時に設定した値を乱数により変化させ、各々潮流分布を求めたうえで各地点ごとに集計し、潮流速の確率分布を求めた。

具体例を以下に示す。風向については図3—6に示したように、北方向から時計まわりに角度 $\theta$ を計り平均値 $\theta = 45$ 度、北東方向の風を中心とし、角度で22.5度を標準偏差とする正規乱数 $N(45.0, 22.5)$ を発生させた。風速についても風向と同様に正規乱数（平均1.5 m/s、標準偏差0.25 m/s）を風向とは独立に発生させた、乱数発生によるシミュレーションは100回行い、シミュレーションに利用された風向・風速の頻度分布を示したのが、図3—6(a)、(b)である。

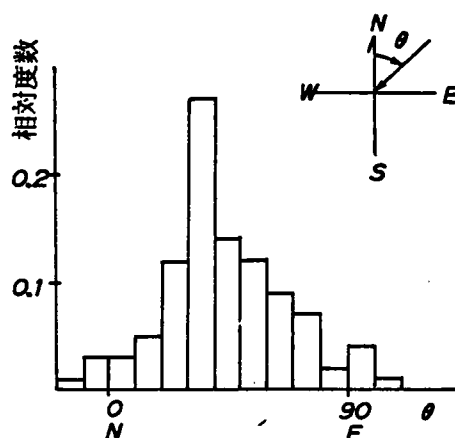


図3—6(a) 乱数による風向分布

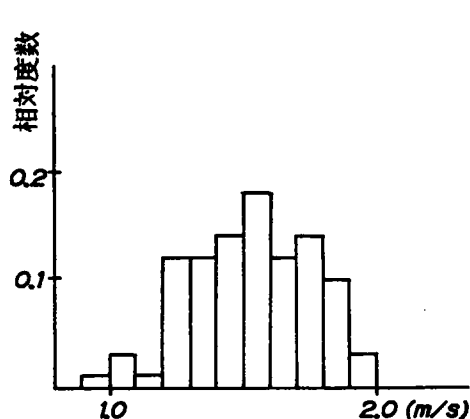
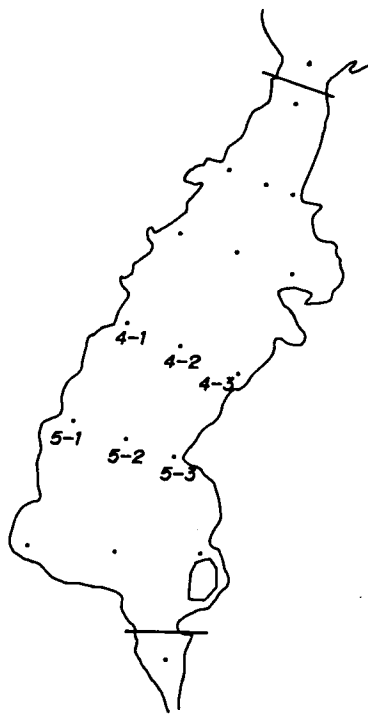


図3—6(b) 乱数による風速分布



f:RELATIVE  
FREQUENCY  
WD:CURRENT DIRECTION  
WV:CURRENT VELOCITY  
(m/s)

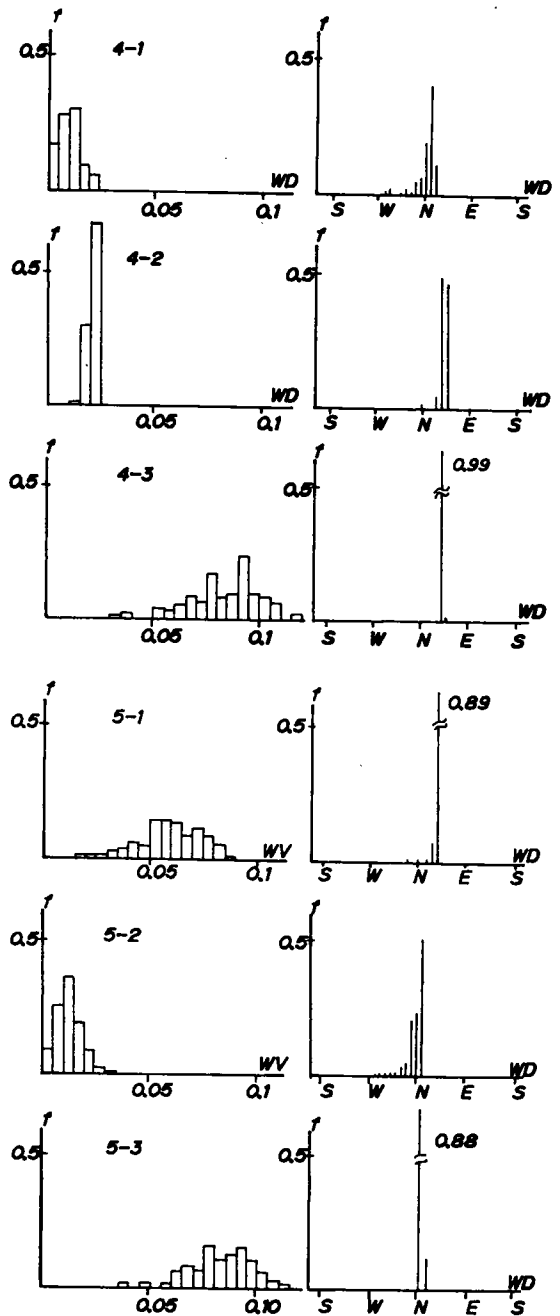


図3—7 流速・流向の変動例

100組の風向・風速の各々に対して平均潮流分布を潮流モデルより推定し、さらに各メッシュ単位で得られた、潮流速を流向・流速の形で頻度分布をとった。結果を湖内の定期観測地点に相当するメッシュについて示したのが図3-7である。平均風向北東、平均風速 $1.5 \text{ m/s}$ とした例では、100回の潮流シミュレーション結果の平均値は、先に示した図3-4(b)と同様な流速分布が得られるが、各メッシュについてみると流速、流向ともに正規分布で表現できることがわかる。流速の変動は、到達確率そのものが変動することに他ならず、この場合では、先に示した到達確率マトリクスの各要素自身が確率的に変動していることになる。到達確率に変化する場合もマトリクスによる取扱いは可能であるが、より実的な解法としてMonte-Carlo シミュレーションが有効である。Monte-Carlo シミュレーションの例を図3-8に示した。

南湖の横断面沿いに浮遊粒子を発射した場合の軌跡(a)と同じ軌跡を発射後3日間隔で点で表示したもの(b)である。無風状態では南向きの恒流成分が卓越するために、東岸付近の粒子が西岸に比べて短い時間で流出する状況が明らかである。

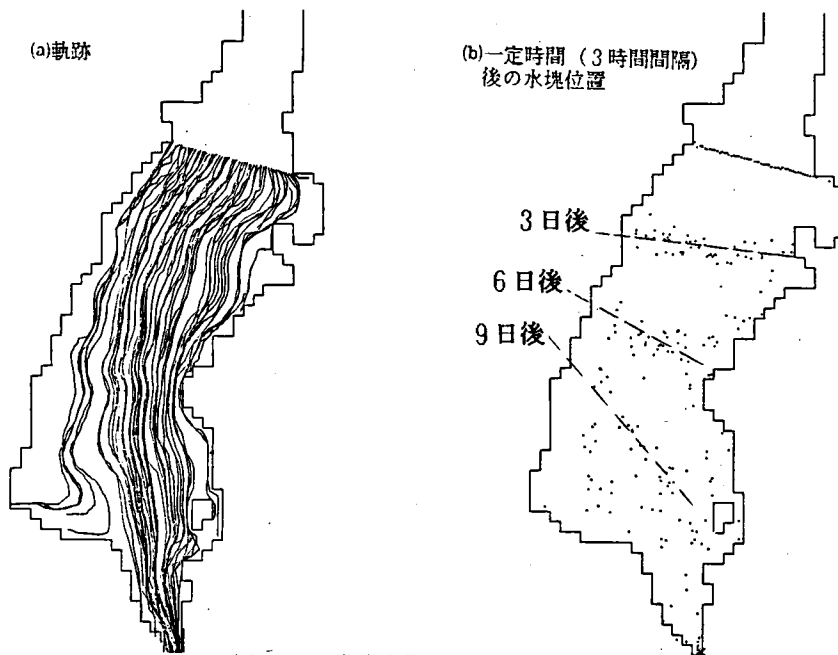


図3-8 薬体流動のMonte-Carlo シミュレーション (例)

### 3.4. 結語

湖の藻類動態解析上重要な湖の流動特性を把握するために、風、水位、放流量の影響を考慮した湖流モデルを作成し、その適用結果を例示した。また、湖内における藻類の地点間の移動のみに着目し、藻類個体を保存性の浮遊粒子とみなし、ランダム・ウォークにより2次元的に移動が生じるとして、基礎式の誘導を行った。粒子が地点間を移動する確率を到達確率と定義し、流速分布から定量化する方法を示したが、流速分布が位置のみに依存し、時間によらない定常状態を対象とした時には、到達確率マトリクスによる一般的表現が可能であり、粒子の存在確率は到達確率マトリクスにより決定しうる（単純マルコフモデル）。

一方、流速が時間にも依存して変動する場合では、マトリクス演算によるよりも、Monte-Carlo シミュレーションによる方法が、より適当な方法である。すなわち、正規乱数として与えた風の確率の変動が湖流シミュレーションの結果から、流速の確率の変動となって伝播し、その特性はほぼ正規分布で代表しえることがわかった。このことから、流速から導かれる到達確率も変化するが、それを表現する方法のひとつとして、到達確率自身も乱数により決定し、シミュレーションをおこなう方法を示した。この方法が上記の単純マルコフモデルに比較して、より一般的な流況を対象としていることから、一般マルコフモデルと呼ぶ。到達確率は湖内の藻類動態の確率予測モデルに藻類の流下過程を記述する基本的構成要素として組み込まれる。



## 第 I 編第 4 章 藻類動態の決定論的解析

### 4.1. 概説

湖沼などの閉鎖性水域における藻類の増殖や死滅動態に関しては、従来多くのモデルが提案されており、増殖過程の解明など生物学的研究の進展に伴って、ますますモデルは複雑化する傾向にある。これらのモデルは湖沼の一次生産量などの季節的変化、経年的変化など比較的長期にわたる変化を解析・予測の対象としている。一方、富栄養化に特徴的な藻類の異常増殖現象については、数日から数週間といった短期間に、発生、消滅し、また 2 次元的に拡がる湖沼では、局所的に発生することから、異常増殖現象を時間的、空間的に予測することを、目的としたモデル化については現象が未解明であることもあり、研究例が少ない。

異常増殖時の藻類動態を把握するには、湖内での藻類の空間的挙動を追跡すると同時に藻類増殖、死滅などの増減を定量化することが必要となる。異常増殖現象に関係する要因は、既に示したように水質・水象・気象など多くの要因が挙げられるが、未だ十分定量化する段階にはいたっていない。こうした状況でのモデル化では、

①異常増殖の発生機構を何等かの形で組み込み、決定論的にモデル化するか、

②異常増殖現象を発生確率の小さな極値的現象として捉え、確率論的にモデル化すること、

が考えられる。②の確率論的モデル化による予測については第 II 編で詳細に論じるので、本章では従来の決定論的なモデル化による藻類の増殖現象の解析、予測を試みる。

#### 4.1.1. 渦度を考慮した藻類動態モデル

異常増殖現象を決定論的にモデル化するためには、その発生機構を何等かの形で組み入れなければならない。異常増殖を主たる目的としたモデルとしては、岡田らの *Microcystis* の垂直移動特性をモデル化した例<sup>1) 2) 3)</sup> や、Los<sup>4)</sup> の律速となる栄養塩が異なる藻類種を複数取り上げ週単位に定常的な環境条件を設定したうえで、線形計画法を用いて優占種及

びその最大増殖量を予測した例がある。

前者は、藻類の運動特性に着目したものであるのに対し、後者はより環境に適した藻類種が優占的に増殖する機構を考慮したものである。このほかに栄養条件として、増殖促進物質に注目し、その影響を定式化することなどが考えられる。さらに琵琶湖南湖における *Anabaena* 異常増殖時の集中的な現地調査結果<sup>5)</sup> から判断すると、湖内での流動特性に着目して、何等かの原因で藻類種が、一定水域に長時間留まる機構を定式化する方法が考えられる。本章では特にこの流動特性を渦度なる水理指標で代表化した決定論的な藻類動態モデルについて検討を加えた。

渦度を考慮することの意義については以下のような現地調査に基づく知見による。藻類動態の現地調査結果から図4-1に示めすような藻類総個体数分布が実測された。昭和57年度現地調査は6～9月にわたるものであり、この期間は藻類に原因する臭気発生が頻発する時期に相当している。ここでの藻類総個体数は採水した湖水中の藻類種別個体数を平均したものである。図より藻類総個体数が急激に変化する水域が存在することが特徴的である。例えば、500mも流下すれば藻類総個体数が5倍、10倍と急変することが認められ平均的な湖内流速1 cm/s で判断すれば500mという流下距離は流下時間が1日未満である。

一方、藻類の増殖は栄養条件として比較的良好な環境下でも一定以上の増殖時間を必要とするのが一般的である。室内実験による藻類増殖特性は第1章で詳述したが、*Anabaena*等個々の藻類は比較的長い増殖時間が必要である。上記の差は第3章に示した平均的な湖流分布からは説明しえない。そこで局所的な循環流が

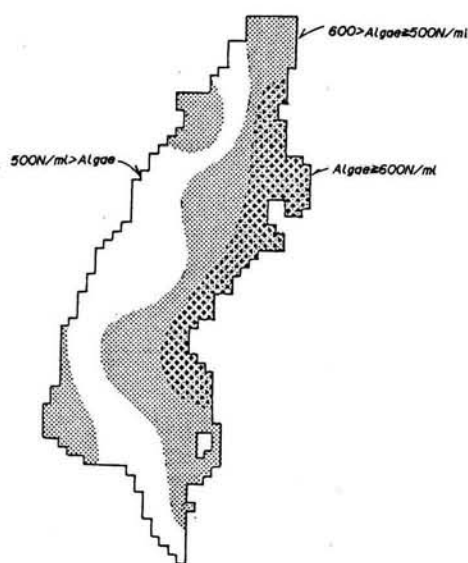


図4-1 琵琶湖南湖における藻類総個体数実測値  
(昭和57年調査〔6月～9月〕、13回実測平均値)

存在すれば、一部の藻類はこの循環流によって同一地点に滞留しつづけることがあり、十分な増殖時間を確保できれば、藻類総個体数が5倍、10倍となりうることに注目した。すなわち何等かの形で上記循環流の存在を加味して湖内流動特性をモデル化する必要があるが、渦度という水理的指標でその表現を試みた。

## 4.2. 渦度、流れ関数による湖流動特性の解析

### 4.2.1. 基礎式

琵琶湖南湖を渦度を中心とした流れ場として解析するために流れを非圧縮性2次元定常流れと考え、Navier-Stokes の運動方程式を流れ関数、渦度により表現した基礎方程式を用いた。Navier-Stokes の運動方程式は次のようになる。

$$\rho(u \frac{\partial u}{\partial x} + v \frac{\partial u}{\partial y}) = -\frac{\partial p}{\partial x} + \mu(\frac{\partial^2 u}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 u}{\partial y^2}) \quad 4-1$$

$$\rho(u \frac{\partial v}{\partial x} + v \frac{\partial v}{\partial y}) = -\frac{\partial p}{\partial y} + \mu(\frac{\partial^2 v}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 v}{\partial y^2}) \quad 4-2$$

ここに、 $\rho$  : 流体の密度

$u, v$  :  $x, y$  方向の流速

$P$  : 圧力  $\mu$  : 粘性係数

4-1, 2式を各々 $x, y$ で微分し次に示す流れ関数 $\psi$ 、渦度 $\omega$ 及び連続の式を代入する。

$$u = \frac{\partial \psi}{\partial y}, \quad v = -\frac{\partial \psi}{\partial x} \quad 4-3$$

$$\omega = \frac{\partial v}{\partial x} - \frac{\partial u}{\partial y} = -(\frac{\partial^2 \psi}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 \psi}{\partial y^2}) \quad 4-4$$

$$\frac{\partial u}{\partial x} + \frac{\partial v}{\partial y} = 0 \quad 4-5$$

以上より基礎方程式として次式を得る。

$$\frac{\partial \psi}{\partial y} \frac{\partial \omega}{\partial x} - \frac{\partial \psi}{\partial x} \frac{\partial \omega}{\partial y} = \nu(\frac{\partial^2 \omega}{\partial x^2} + \frac{\partial^2 \omega}{\partial y^2}) \quad 4-6$$

ただし、 $\nu = \mu / \rho$  : 動粘性係数。さらに代表速度 $V$ 、流路の幅 $D$ を用いて4-4, 5式を無次元化すると、

$$\omega^* = -(\frac{\partial^2 \psi^*}{\partial x^{*2}} + \frac{\partial^2 \psi^*}{\partial y^{*2}}) \quad 4-7$$

$$\frac{\partial \psi^*}{\partial y^*} \frac{\partial \omega^*}{\partial x^*} - \frac{\partial \psi^*}{\partial x^*} \frac{\partial \omega^*}{\partial y^*} = \frac{1}{Re}(\frac{\partial^2 \omega^*}{\partial x^{*2}} + \frac{\partial^2 \omega^*}{\partial y^{*2}}) \quad 4-8$$

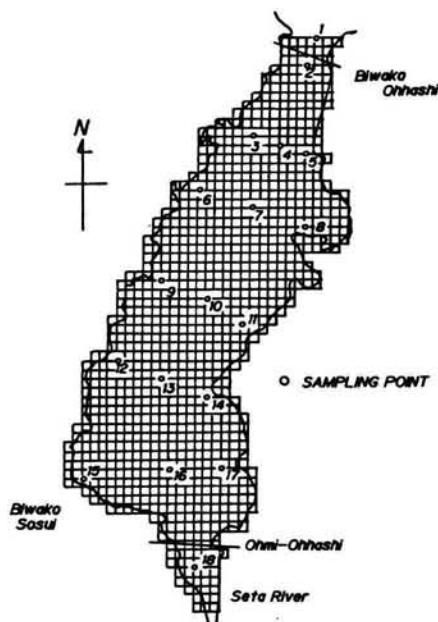


図4-2 琵琶湖南湖のメッシュ分割  
(250mメッシュ)

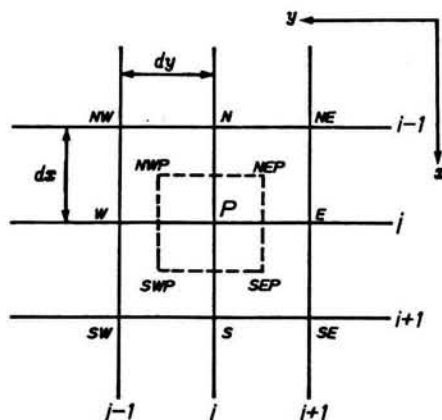


図4-3 メッシュの表示

ただし,  $Re = V \cdot D / \nu$ 。以下簡単のため, \*印は省略する。

#### 4.2.2. 方程式の差分化

方程式を差分化するため, 琵琶湖南湖を南北方向64, 東西方向32の一辺250mのメッシュに分割した(図4-2)。流れ場内を図4-3に示すようにx軸, y軸と平行にそれぞれ  $i, j$  の格子に分割し, 簡単のためにそれぞれ等間隔に分割し, これらの間隔を  $dx, dy$  とする。また任意の点PのまわりをN, S, W, Eなどの記号を用いて図4-3で表す。

まず4-8式を差分表示するが, 4-8式左辺は非線型のために, 収束性が良くないので速度ベクトルの方向に応じて前進差分, 後退差分で置き換える風上差分法を用いる。例えば左辺第1項は次のように表せる。

$$\begin{aligned} u \geq 0 & \quad \frac{(\psi_{NEP} - \psi_{NWP})}{dy} \frac{(\omega_P - \omega_N)}{dx} \\ u < 0 & \quad \frac{(\psi_{SEP} - \psi_{SWP})}{dy} \frac{(\omega_S - \omega_P)}{dx} \end{aligned}$$

ここで  $\psi_{NEP}$ ,  $\omega_P$  などはその添字の位置における  $\psi$  や  $\omega$  の値である。以上を  $u \geq 0$  であれば  $\psi_{NEP} - \psi_{NWP} > 0$ ,  $u < 0$  であれば  $\psi_{SWP} - \psi_{SEP} > 0$  であることを利用して次のように表す。

$$\begin{aligned}\psi_{NEP}-\psi_{NWP} &= \frac{(\psi_{NEP}-\psi_{NWP})+|\psi_{NEP}-\psi_{NWP}|}{2} \\ \psi_{SEP}-\psi_{SWP} &= -\left\{\frac{(\psi_{SWP}-\psi_{SEP})+|\psi_{SWP}-\psi_{SEP}|}{2}\right\}\end{aligned}$$

左辺第2項についても同様にして差分化する。右辺は線型のため中央差分法を用いて差分化する。結局、4-8式を差分化した式は次のようになる。

$$\begin{aligned}& \left\{\frac{(\psi_{NEP}-\psi_{NWP})+|\psi_{NEP}-\psi_{NWP}|}{2dy}\right\} \frac{(\omega_P-\omega_N)}{dx} - \\& \left\{\frac{(\psi_{SWP}-\psi_{SEP})+|\psi_{SWP}-\psi_{SEP}|}{2dy}\right\} \frac{(\omega_S-\omega_P)}{dx} + \\& \left\{\frac{(\psi_{NWP}-\psi_{SWP})+|\psi_{NWP}-\psi_{SWP}|}{2dx}\right\} \frac{(\omega_P-\omega_W)}{dy} - \\& \left\{\frac{(\psi_{SEP}-\psi_{NEP})+|\psi_{SEP}-\psi_{NEP}|}{2dx}\right\} \frac{(\omega_E-\omega_P)}{dy} \\& = \frac{1}{Re} \left( \frac{\omega_S-2\omega_P+\omega_N}{dx^2} + \frac{\omega_E-2\omega_P+\omega_W}{dy^2} \right)\end{aligned}\quad 4-9$$

NEP, NWP, SEP, SWP での値は、そのまわりの4点の値の算術平均をとるものとして、上式を整理すると、次式を得る。

$$\omega_P = \frac{1}{\Sigma A} (A_N \omega_N + A_S \omega_S + A_W \omega_W + A_E \omega_E) \quad 4-10$$

ここで、

$$\begin{aligned}A_N &= \frac{1}{8} \{(\psi_{NE}+\psi_E-\psi_{NW}-\psi_W)+|\psi_{NE}+\psi_E-\psi_{NW}-\psi_N|\} + \frac{dy}{Re dx} \\ A_S &= \frac{1}{8} \{(\psi_{SW}+\psi_W-\psi_{SE}-\psi_E)+|\psi_{SW}+\psi_W-\psi_{SE}-\psi_E|\} + \frac{dy}{Re dx} \\ A_W &= \frac{1}{8} \{(\psi_{NW}+\psi_N-\psi_{SW}-\psi_S)+|\psi_{NW}+\psi_N-\psi_{SW}-\psi_S|\} + \frac{dx}{Re dy} \\ A_E &= \frac{1}{8} \{(\psi_{SE}+\psi_S-\psi_{NE}-\psi_N)+|\psi_{SE}+\psi_S-\psi_{NE}-\psi_N|\} + \frac{dx}{Re dy} \\ \Sigma A &= A_N + A_S + A_W + A_E\end{aligned}$$

である。

つぎに4-7式を中央差分法を用いて差分方程式に改めると次式を得る。

$$\omega_P = -\left(\frac{\psi_S-2\psi_P+\psi_N}{dx^2} + \frac{\psi_E-2\psi_P+\psi_W}{dy^2}\right) \quad 4-11$$

従って、

$$\psi_P = \frac{1}{2(1/dx^2+1/dy^2)} \left( \frac{\psi_S}{dx^2} + \frac{\psi_N}{dx^2} + \frac{\psi_E}{dy^2} + \frac{\psi_W}{dy^2} + \omega_P \right) \quad 4-12$$

実際の計算においては、 $dx=dy$ とおいたので4-12式は更に簡単に次のようになる。

$$\psi_P = \frac{1}{4} (\psi_S + \psi_N + \psi_E + \psi_W + dx^2 \omega_P) \quad 4-13$$

#### 4.2.3. 流れ関数と渦度の求め方

流れ関数 $\psi$ と渦度 $\omega$ の求め方は、まずそれぞれ適当な初期値を与え、全格子点について4-10式と4-13式により反復計算する。 $n$ 回の繰返しにより得られる第 $n$ 次近似解を $\omega_p^{(n)}$ 、 $\psi_p^{(n)}$ と表すと次式で求められる。

$$\omega_p^{(n)} = \omega_p^{(n-1)} + \delta_1 \{ \omega_p^{(n-1)} - \omega_p^{(n-1)} \} \quad 4-14$$

$$\psi_p^{(n)} = \psi_p^{(n-1)} + \delta_2 \{ \psi_p^{(n-1)} - \psi_p^{(n-1)} \} \quad 4-15$$

ここで $\omega_p^{(n-1)}$ 、 $\psi_p^{(n-1)}$ は第 $(n-1)$ 次近似解を4-10式及び4-13式の右辺に代入して得られる値、 $\delta_1$ 、 $\delta_2$ は緩和係数である。また、反復計算は、次の式を満たせば値が収束したもののみなして完了する。

$$\sum_{i,j} |\omega_p^{(n)} - \omega_p^{(n-1)}| \leq \varepsilon_1 \quad 4-16$$

$$\sum_{i,j} |\psi_p^{(n)} - \psi_p^{(n-1)}| \leq \varepsilon_2 \quad 4-17$$

ここで $\sum_{i,j}$ 記号は全格子点についての総和を表し、 $\varepsilon_1$ 、 $\varepsilon_2$ は十分小さいある一定値である。

反復計算の回数は、緩和係数 $\delta_1$ 、 $\delta_2$ 及び収束判定条件 $\varepsilon_1$ 、 $\varepsilon_2$ の大小により変化する。 $\delta_1$ 、 $\delta_2$ 、 $\varepsilon_1$ 、 $\varepsilon_2$ の値に応じて収束が遅くなったり、発散する可能性も考えられたため、 $\varepsilon_1 = \varepsilon_2 = 0.01$ を収束判定条件として設定し、緩和係数を0.5～2の範囲で変化させ収束状況を調べた。緩和係数 $\delta = \delta = 1.0$ では本法はヤコビ法、 $\delta_1 = \delta_2 > 1.0$ では過大修正を施す過緩和法、 $\delta_1 = \delta_2 < 1.0$ では過小修正を施す緩和法となる<sup>6) 7)</sup>。 $\delta_1$ 、 $\delta_2$ をかえた試行では、計算時間の点から反復回数 $M=1000$ とし、4-16、17の条件を満たさなくとも反復を中止するようにした。試行の結果、 $\delta_1 = \delta_2 = 0.5$ が最適な値であり、その時の反復回数 $M$ は1000回未満であった。

#### 4.2.4. 境界条件

境界条件として、境界における流れ関数 $\psi$ 、渦度 $\omega$ の値を与える必要がある。

##### ①流れ関数

北湖境界では、北湖からの流入速度を代表速度 $V$ とし、一定値を与える(図4-4)。すると、4-3式より、 $\psi$ については、

$$\psi_z = \int_0^z \frac{\partial \psi}{\partial z} dz = \int_0^z u dz = \int_0^z v dz \quad 4-18$$

$$\psi_{z=0} = 0, \quad \psi_{z=D} = VD$$

代表速度 $V$ 及び代表長さ $L$ で無次元化すると、

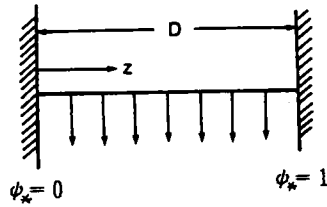


図4-4 境界条件 (流れ関数)

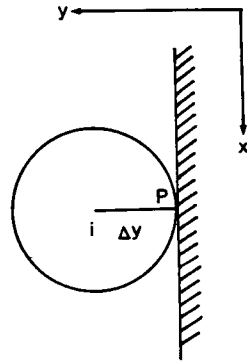


図4-5 境界条件 (渦度)

$$\psi_{*,z=0} = 0, \quad \psi_{*,z=1} = 1$$

4-19

また、他の境界上では、 $u=v=0$  より、4-3式より、 $\phi$  = 一定となる。琵琶湖大橋東～瀬田川東側に至る境界は流れ関数  $\phi=1.0$ 、疏水北側～琵琶湖西に至る境界は  $\phi=0.0$  とした。また、流れ関数値の差は流量の差を表している<sup>8)</sup>から瀬田川西側～疏水取入口南側に至る境界は  $\phi=0.25$  と設定することにより、〔北湖からの流入量〕：〔瀬田川からの流出量〕：〔疏水からの流入量〕の比が4：3：1となり、北湖からの流入量を100 m<sup>3</sup>/sec とすると、瀬田川への放流量、疏水からの流出量を各々75 m<sup>3</sup>/sec、25 m<sup>3</sup>/sec と設定されたことになる。疏水からの流出量はほぼ水利権量である23.65 m<sup>3</sup>/sec の概略値である。

## ②渦度

北湖境界上での  $\omega$  は4-4式より0となる。図4-5のように他の境界上の格子点をPとすれば、Pからiまで  $\omega$  は直線的に変化するとし、i点での流れ関数  $\phi_i$  をi点を中心とした半径  $\Delta y$  の近傍でTaylor展開すると<sup>9)</sup>、

$$\begin{aligned} \psi_i(y \pm \Delta y) = & \psi_P(y) \pm \Delta y \psi'_P(y) + \frac{(\Delta y)^2}{2} \psi''_P(y) \pm \\ & \frac{(\Delta y)^3}{6} \psi'''_P(y) + O(\Delta y^4) \end{aligned} \quad 4-20$$

さらに、

$$\begin{aligned} \psi'_P &= \frac{\partial \psi}{\partial y} = U_P, \quad \psi''_P = \frac{\partial^2 \psi}{\partial y^2} = -\omega_P \\ \psi'''_P &= -\frac{\partial \omega_P}{\partial y} = \mp \frac{(\omega_i - \omega_P)}{\Delta y} \end{aligned} \quad 4-21$$

4-20式右辺の第何項までとるかで近似の程度が異なるが、ここでは第4項まで考える。

すると,

$$\psi_i = \psi_P \pm (\Delta y) \omega_P - \frac{(\Delta y)^2}{2} \omega_P - \frac{(\Delta y)^3}{6} (\omega_i - \omega_P) \quad 4-22$$

よって,

$$\omega_P = -\frac{\omega_i}{2} - \frac{3(\psi_i - \psi_P)}{(\Delta y)^2} \pm \frac{3\omega_P}{\Delta y} \quad 4-23$$

また, 境界上では,  $u_P = 0$ ,  $v_P = 0$  であるから, 結局,  $\omega_P$  は,

$$\omega_P = -\frac{\omega_i}{2} - \frac{3(\psi_i - \psi_P)}{(\Delta y)^2} \quad 4-24$$

で表される。

#### 4.2.5. 渦度分布及び流れ関数より求めた湖流速の分布

図4-6は本モデルによる渦度の分布を示したものである。北湖との境界より岸沿いに渦度が大きく、南端の流出口瀬田川まで連続している。図4-7は流れ関数より求めた流速分布を示したものであり、湖中央部、流出部で流速ベクトルが滑らかに連続するのにたいし、沿岸部の凹凸が流れ方向に変化する両岸では速度ベクトルの方向は一定せず、渦度が沿岸部で大きいことと対応している。

先述のように渦度をメッシュ内の水塊の局所的な滞留特性を表す指標の一つと考えているが、さらに次式で示すメッシュ内の平均的滞留時間 $T$ をも定義し各メッシュについて流

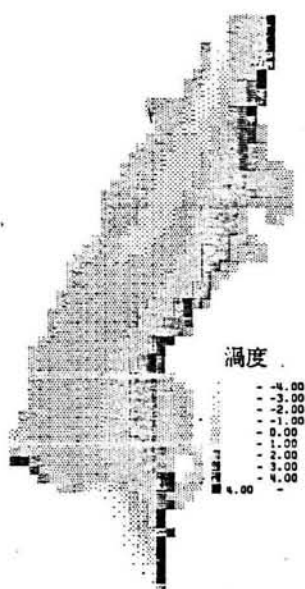


図4-6 渦度分布 (計算値)



図4-7 流速分布 (計算値)  
(流れ関数による)

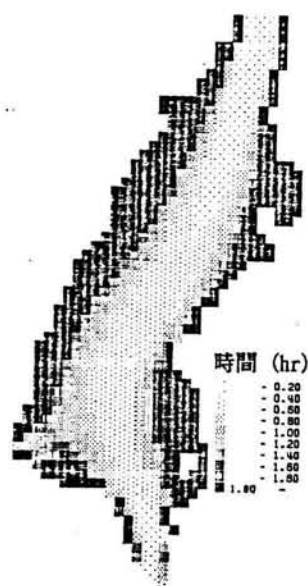


図4-8 滞留時間分布  
(計算値)



速データより定量化して以下の検討を行う。

$$T = \min(|\frac{\Delta x}{u}|, |\frac{\Delta y}{v}|) \quad 4-25$$

このTの計算結果を図4-8に示した。湖中央部と沿岸部で滞留時間が相当となること  
がわかる。

### 4.3. 渦度を考慮した藻類動態の決定論的解析

渦度は水理指標として局所的な循環流の規模を表現しているとみなせることから、この  
渦度を藻類動態解析上いかに取り扱うかを検討する。

湖内の流動状態に着目し、浮遊性物質や溶解性物質の水質変化は反応項を含む移流拡散  
型の物質収支式が用いられるのが一般的である<sup>10,11)</sup>。ここでは、藻類を浮遊性物質とみな  
して増殖・死滅を反応項で表現する移流拡散型方程式を基礎式に採用し、藻類の湖内分布  
を再現する。湖内分布パターン（実測値、計算値）と水理指標としての渦度との関係を調  
べることで、換言すれば、動態モデルに渦度を考慮することの妥当性の検討が中心であるの  
で、モデル化は決定論的な方法をとることにした。

#### 4.3.1. 藻類動態の基礎式

南湖における藻類分布を求めるために、移流・拡散方程式に増殖、自己分解項を加えた  
次式を基礎方程式とする。

$$\frac{\partial M}{\partial t} + u \frac{\partial M}{\partial x} + v \frac{\partial M}{\partial y} = D_x \frac{\partial^2 M}{\partial x^2} + D_y \frac{\partial^2 M}{\partial y^2} + \mu M - kM \quad 4-26$$

ここで、 $u, v$  :  $x, y$  方向の流速 [m/s]

$M$  : 藻類個体数 [N/ml]

$D_x, D_y$  :  $x, y$  方向の拡散係数 [m<sup>2</sup>/s]

$\mu$  : 比増殖速度 [1/日]

$k$  : 自己分解速度 [1/日]

4-26式中比増殖速度 $\mu$ は次式のMonod型の増殖速度式を用いた。

$$\mu = \mu_{\max} \frac{X}{K+X} \quad 4-27$$

ここで、 $\mu_{\max}$  : 最大比増殖速度

$K$  : 定数

X : 律速栄養塩濃度

4-27中のXとしては第1章で定義した総括的な栄養状態指標ともみなせるAGR 値を用いる。このAGR 値としてAGR<sup>M</sup>で表現する方法とAnabaena AGRで表現する両者の方法があるが、ここではAnabaena AGRを採用した。

#### 4.3.2. 湖のAnabaena AGR分布の推定

4-26式を適用して藻類分布を求めるためには、AGR の湖での分布が既知でなければならない。AGR 値として実測値を活用し、例えば2次元スプライン法などを用いて補間する方法もあるが、ここでは南湖への全流入河川のAnabaena AGRをも実測しているので、これらの値を活用して湖内全域の詳細値を得るために、次の拡散計算を行うことにより湖内AGR 分布を数値計算によって求めることにした。

$$\frac{\partial C}{\partial t} + u \frac{\partial C}{\partial x} + v \frac{\partial C}{\partial y} = D_x \frac{\partial^2 C}{\partial x^2} + D_y \frac{\partial^2 C}{\partial y^2} \quad 4-28$$

ここにCはAGR を表し、他は式4-26と同様である。

u, v は先に示した渦度、流れ関数のモデルより求めた値を使い、 $\Delta x = \Delta y = 250\text{m}$ とした。拡散係数 $D_x, D_y$ については、経験的には $1.0 \sim 100 \text{ m}^2/\text{sec}$  の値が利用されるが<sup>12)</sup>、既存の研究事例のうち湖沼を対象とした場合を参考とし、 $1.0 \text{ m}^2/\text{sec}$  を試算的に用いることにした。参考とした研究事例について表4-1に示した。拡散係数 $1.0 \text{ m}^2/\text{sec}$  を数値計算の点からみると、4-28式の移流項  $u \frac{\partial C}{\partial x}$  及び拡散項  $D_x \frac{\partial^2 C}{\partial x^2}$  を各々  $u \frac{\Delta C}{\Delta x}$ 、 $D_x \frac{\Delta C}{(\Delta x)^2}$  と近似し、 $u = 0.01 \sim 0.10 \text{ m/sec}$ 、 $\Delta x = 250 \text{ m}$ を与えると、 $u \frac{\Delta C}{\Delta x} / D_x \frac{\Delta C}{(\Delta x)^2} = 2.5 \sim 25$ となり、相対的に移流項が卓越した流れ場となっていることがわかる。

境界条件として北湖との境界では、 $C = \text{一定}$ とし、他の湖岸では  $\frac{\partial C}{\partial n} = 0$  ( $n$ は湖岸にたてた法線)、瀬田川、疏水の取水口では、 $\frac{\partial C}{\partial n} = 0$  つまり、濃度は直線的に変化するとしてAGRの計算を行う。4-28式の数値計算の過程で $C < 0$ となることがあるが、物理的に意味を持たないので、この場合には $C = 0$ とした。また拡散物質の総量が初期の総量に等しくなるように、計算ステップごとに補正を行った。河川から流入する AGR値については、河川から流入する AGR値については河川流量の影響も考慮するために対象河川の平均流量に対する流量比を重みとして乗じ、それが湖に流入すると考えた。図4-9はほぼ定常状態に達したと考えられる時のAnabaena AGR分布の計算値で、図4-10の実測値と対比す

表 4—1 拡散係数値

研 究 者	拡 散 係 数	備 考
堀口 (1969) <sup>13)</sup>	$D=1.0 \text{ m}^2/\text{sec}$ (沿岸)	東京湾
	$D=12.0 \text{ m}^2/\text{sec}$ (湾内最大値)	
Thomann ら (1975) <sup>14)</sup>	$D=0.9 \text{ m}^2/\text{sec}$	Ontario 湖
Lam ら (1976) <sup>15)</sup>	$D=1 \sim 100 \text{ m}^2/\text{sec}$ $D=0.000223 \times L^{1.3}$ L : メッシュスケール (m)	Erie湖
岩佐ら (1978) <sup>16)</sup>	$D=0.1 \text{ m}^2/\text{sec}$	琵琶湖南湖における種々の観測より推定された値の下限值
Lam ら (1978) <sup>17)</sup>	$D=0.1 \text{ m}^2/\text{sec}$	Superior湖 (20kmメッシュ)
岩佐ら (1979) <sup>18)</sup>	$D=Q_{\text{out}} \times 0.01 \text{ m}^2/\text{日}$ $Q_{\text{out}} : \text{流出量}$	長安口貯水池
松岡ら (1978) <sup>19)</sup>	$D=1.0 \text{ m}^2/\text{sec}$	琵琶湖南湖
那須ら (1984) <sup>20)</sup>	$D=10 \text{ m}^2/\text{sec}$	小島湖
Murthy (1976) <sup>21)</sup>	$D=0.01 \sim 100 \text{ m}^2/\text{sec}$	Ontario 湖 (パッチ実験による)

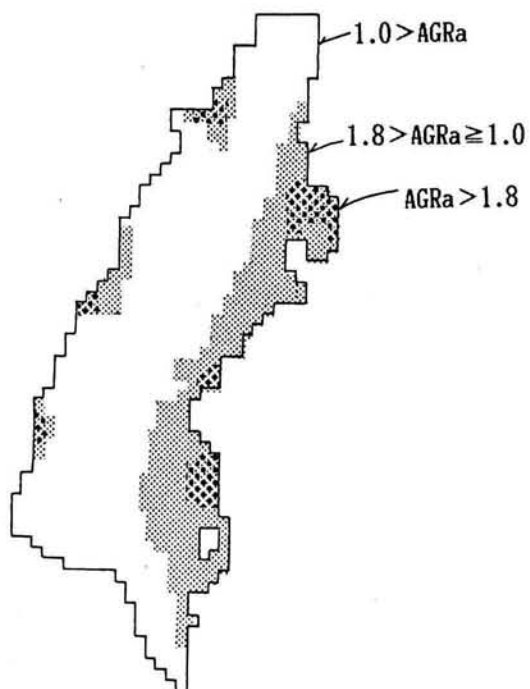


図4-9 *Anabaena* AGRの計算結果

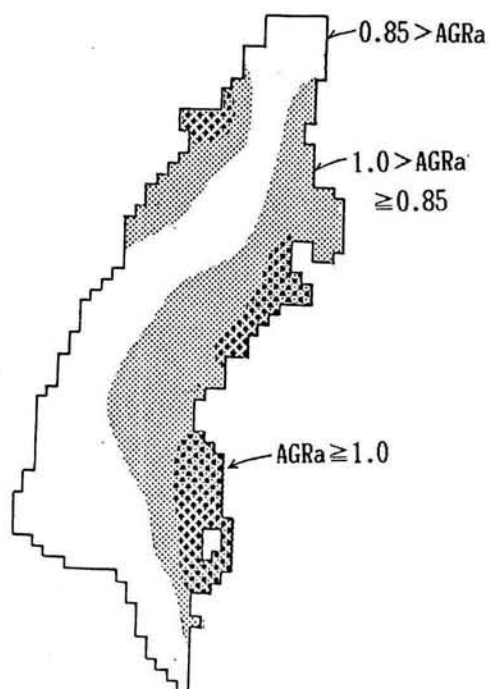


図4-10 *Anabaena* AGRの実測値  
(昭和57年度, 8回実測値)

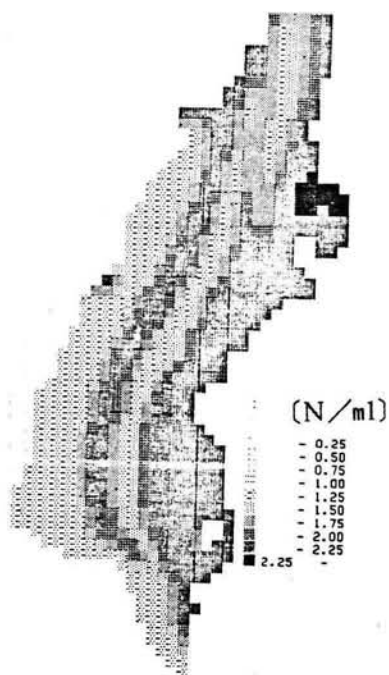


図4-11 藻類総個体数分布

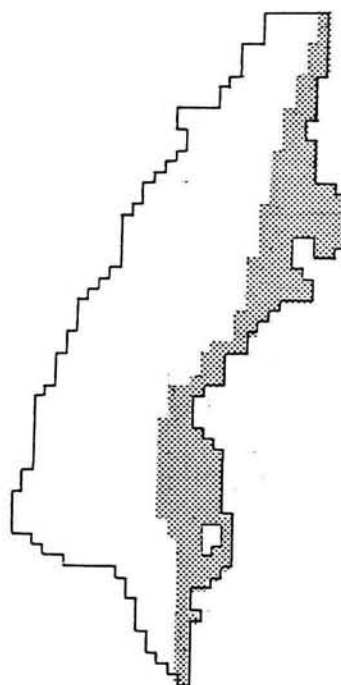


図4-12 高渦度で囲まれた長滞留時間域

れば、絶対値には問題を残すが相対的な面的分布を、一応再現しているものと見なしうる。

#### 4.3.3. 渦度を考慮しない場合の藻類分布の計算

図4-9に示したAGR値をXとして4-26式により湖内の藻類分布を求めた。ここでは相対的にいかに面的分布を再現しているかを主として検討する。そのため境界条件として北湖からの流入は一定値 ( $M=2.0$ ) , また各メッシュの初期値を一律0.5とした。計算結果を図4-11に示す。図4-1に示した実測値と対比して特に重要な差異は、計算値に湖中央部に東岸と同程度の藻類数が出現している点である。図4-1にはそれを認めることはできない。

#### 4.3.4. 渦度を考慮した場合の藻類分布の計算

図4-11で結果の問題点は湖中央部と東岸部がほぼ同じレベルの藻類数となっている点である。図4-1の実測値では明らかに東岸部が高い値となっている。そこで渦度と局所的な滞留時間について考察を加える。いま図4-6の渦度の計算値と図4-8の局所的な滞留時間域の計算結果から、強い渦度で囲まれた長滞留時間域を図4-12に示すように求めることができる。言い替えれば、境界に循環作用のあるよどみ部が図4-12で表示されているものと考えてみる。先にも記したように、この部分での増殖時間がみかけ上、他の部分より長くなっているものと考えてみる。増殖時間のみかけの長大化は、たとえば次の4-29式の場合、4-30式と計算上同等の効果をもつ。

$$\frac{dM}{dt} = \left( \mu_{\max} \frac{X}{K+X} \right) M \quad 4-29$$

$$\frac{M}{M_0} = \exp \left\{ \mu_{\max} \frac{X}{K+X} (1+\beta) t \right\} \quad 4-30$$

ただし、 $\beta$ は増殖時間のみかけ上の長大化を表す補正係数である。 $\beta$ の値を実測値と計算値の分布パターンを比較対比することにより求めた。図4-12に示す高濃度に囲まれたよどみ域での $\beta$ をいろいろ変えて計算した結果を図4-13に例示する。当然このよどみ域以外では $\beta$ は0.0である。図4-13の結果からも明らかなように $\beta$ としてはほぼ0.5程度の値をとれば、計算値の分布と実測値の分布がより一致してくることが明らかとなった。この時、みかけ上の増殖時間が1.5倍になっていることを意味している。

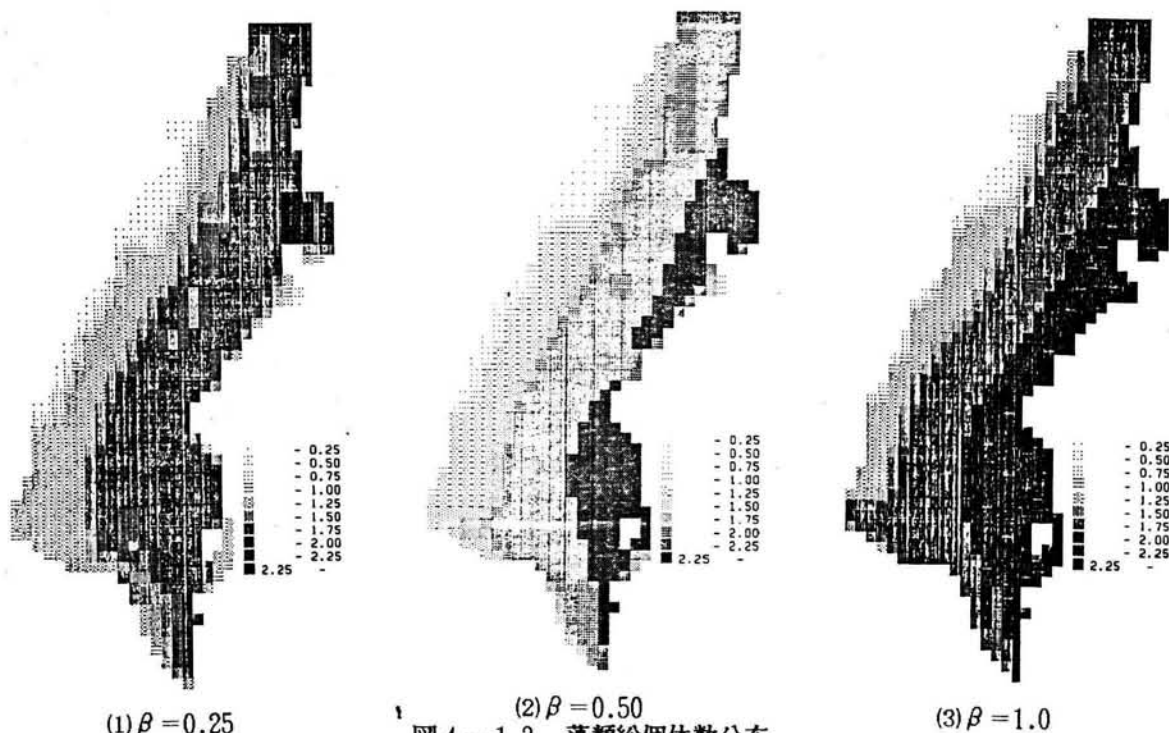


図 4—1 3 藻類総個体数分布

#### 4.4. 結語

3章で提示した湖流モデルで再現しうるのは平均的な湖流パターンであり、局所的な循環の流れに乗って、藻類個体が同一水域に滞留しつづける現象や藻類個体自身の水深方向の移動による滞留現象は表現しえない。平常時の藻類動態予測では湖流モデルによる平均的湖流を到達確率に変換することで十分であるが、異常増殖する藻類種を対象とする場合には平均的流動に局所的な循環流動を重ね合わせた上で藻類の挙動を把握する必要がある。本章で取り上げた水理パラメータとしての渦度は、単に平均流では表現しえない循環流の存在を考慮するために導入したものである。すなわち、強い渦度で囲まれた長滞留時間域では、藻類の増殖時間が増大しているであろうと推定され、これをモデル化する一つの方法としてみかけの増殖時間の増加を補正係数 $\beta$ という形で導入した。すなわち、係数 $\beta$ は渦度及び平均滞留時間と関係するパラメータとしてモデルに組み込んだものである。

## 第 II 編

### 藻類動態の確率論的予測に 関する研究

第 1 章 マルコフモデルによる藻類動態の予測

第 2 章 湖の量的変動に関する確率予測

第 3 章 時系列資料による藻類動態の初期・境界条件の定量化

第 4 章 複合モデルによる藻類動態の予測

## 第Ⅱ編第1章

### マルコフモデルによる藻類動態の予測

#### 1.1. 概説

湖沼など2次元流れ場で面的に藻類変化を予測するためには、湖沼の各地点に存在する藻類が時間とともにいかに増殖・死滅しながら流下するかを定量化する方法を確立することが必要である。その方法としては、第Ⅰ編第4章に一例を示したように、決定論的に藻類の流下過程を数式表示しておく方法と、確率論的に地点間の藻類の遷移確率を定量化しておく方法の二つがある。いずれにしても、藻類の増殖・死滅過程と移流・分散などの水理過程を同時に定量化する必要がある。従来の生態系モデルでは、大半が藻類を中心とした生態学的過程を重視し、水理過程に関しては水域を完全混合槽とみなすか、或いは水域を数ブロックに分割し、ブロック間の交換流量により、物質収支を取るなど単純化されて取り扱われている。

富栄養化した湖で顕著な水の華に代表される藻類の異常増殖現象では、その発生水域が偏在するために、水域の水理過程を平均的に扱ったのでは、異常増殖藻類の発生、流下など対策をたてる上で重要な現象を十分再現できない。また、水理過程も水象・気象条件などの影響を受け複雑に変化するので決定論的な取扱いでは、自然現象としての不確実性を考慮しえず、初期条件、環境条件が一定ならば必然的に同一の藻類分布がえられるのみである。このことは自然界では厳密な意味で同一の環境条件となることはありえないし、水質・水象・気象条件がほぼ同一な場合でも、藻類の異常増殖は生じたり、生じなかつたりするという経験的事実とは矛盾することである。

藻類の増殖・死滅過程の確率論的モデル化については、Pielouに代表される数理生態学の分野で多くの研究がなされている<sup>1)</sup>。生物体集団の一次増殖モデルである出生死滅過程(Feller-Arley過程)、外部からの移動を考慮したKendall過程などマルコフ過程<sup>2)</sup>により定式化した確率論的モデルが代表的である。湖内の藻類動態ではさらに、面的流下過程、すなわち空間的分布をも考慮する必要があるが、数理生態学の分野で生物の増殖・流下の



影響による空間分布を同時に定式化し、解を得たモデルは殆ど見られない。

一方、自然水中の藻類個体濃度は有機性水質指標である BOD のように反応性（非保存性）の水質物質とみなすことができる。1 次元的な流れ場として近似しえる河川、感潮部については、BOD, DO などの水質変化を確率論的に定式化した水質変化モデルに関する研究がマルコフ連鎖を応用した Loucks<sup>3)</sup> に始まる。自然水域における藻類或いは水質物質の時間的な変化の確率論的モデル化に関する研究は緒論で整理したが、ここではさらに空間的な変化を取り扱った、河川を対象としたモデルについてモデル化の目的、及び方法により分類整理してみると表 1-1 のようになる。これらの研究の多くは、一次元流れ場で近似しえる河川を対象としており、水質項目としては BOD, DO を取り上げている。

2 次元場での藻類或いは水質物質の確率的変動を扱えるという点でマルコフ過程による確率論的モデルは特に重要である。マルコフ過程を確率論的モデル化の基礎としている研究について、対象とする自然水域、水質変化の対象とする水質項目、及び確率的に扱う変数、解法等の特徴により整理すると表 1-2 のようになる。表 1-2 に示すように多くの

表 1-1 水質変化の確率論的モデル（河川、感潮河川）

モ デ ル	特 徴	研 究 者
①マルコフ過程モデル ・マルコフ連鎖 ・ランダムウォーク  ・出生死滅過程	状態確率、推移確率による水質変化の記述。	・ Loucks ら (1966) <sup>3)</sup> ・ Thayer ら (1967) <sup>7)</sup> ・ Custer ら (1969) <sup>8)</sup> ・ Schofield ら (1972, 74) <sup>9), 10)</sup> ・ Stochastic Incorporated (1971) <sup>12)</sup>  ・ 合田 ら (1969) <sup>11)</sup>
② ARIMA モデル	Box and Jenkins <sup>13)</sup> による時系列分析手法の適用。	・ Metha ら (1975) <sup>14)</sup>
③ Monte-Carlo シミュレーション	計算機による多数回の試行より目的変数の確率分布を得る。	・ Kothandaraman ら (1969) <sup>15)</sup> ・ Shih (1975) <sup>17)</sup> ・ Whitehead ら (1979) <sup>18)</sup> ・ Fedra (1983) <sup>16)</sup>
④ 分散伝播方程式	分散の伝播を近似的に評価。	・ Chamberlain ら (1974) <sup>19)</sup> ・ Burges ら (1975) <sup>20)</sup>
⑤ Kalman フィルター	実時間的な制御・予測に適する。	・ Beck ら (1976) <sup>21)</sup> ・ Bowles ら (1978) <sup>22)</sup>
⑥ 確率微分方程式	微分方程式に偶然変動を含む誤差項を付加する。	・ Tiwari ら (1976) <sup>4), 5)</sup> ・ Finney ら (1982) <sup>6)</sup> ・ Papadopoulos (1983) <sup>23)</sup>

表1—2 マルコフ過程を応用した水質変化モデル

研究者	対象水域	対象水質	確率変数	モデル化の手法	目的、その他
Loucks and Lynn (1966) <sup>3)</sup>	河川 1次元, 定常	D0, BOD	D0	マルコフ連鎖	下水処理システムの影響評価 環境基準と水質値の比較
Thayer and Krutchkoff (1967) <sup>7)</sup>	河川 1次元, 定常	D0, BOD	D0, BOD, 線源・ 底泥からの寄与	ランダムウォーク	下流地点での水質の確率分布を与えるモデル
Kothandaraman and Wing (1969) <sup>15)</sup>	河川 1次元, 定常	D0, BOD	脱酸素係数 再曝気係数	Monte-Carlo シミュレーション	Streeter-Phelps の修正モデルを利用 脱酸素・再曝気係数の変動を考慮した予測
Custer and Krutchkoff (1969) <sup>8)</sup>	感潮河川 1次元, 非定常	D0, BOD	D0, BOD, 線源・ 底泥からの寄与	ランダムウォーク	潮汐の影響を評価
合田・宗宮・西沢 (1969) <sup>11)</sup>	河川 1次元, 定常	BOD	BOD	遷移確率による水質 変化の定式化	河川水質の不確実性を考慮した評価 河川自浄作用の確率的評価と検証
Kothandaraman (1970) <sup>25)</sup>	河川 1次元, 定常	BOD	再曝気係数	確率分布伝播則	再曝気係数が正規分布→BOD は対数正規分布
Stochastic Incorporated (1971) <sup>12)</sup>	感潮河川 1次元, 非定常	D0, BOD	D0, BOD, 線源・ 底泥からの寄与	ランダムウォーク	潮汐の影響を評価 水域をセグメントに分割
Schofield and Krutchkoff (1972) <sup>9)</sup>	感潮河川 1次元, 非定常	D0, BOD	D0, BOD, 線源・ 底泥からの寄与	ランダムウォーク	
Schofield and Krutchkoff (1974) <sup>10)</sup>	感潮河川 1次元, 非定常	一般的水質項目	各水質項目	連続時間・2次元 ランダムウォーク	マルコフ過程モデルを有機炭素、有機窒素 等に拡張しモデルの一般化を計る

河川を一次元的流れ場とし、流速変動がない定常状態を対象としてモデル化を行っている。また定式化にあたってはいくつかの仮定を設けている場合が多い。既存の研究では2次元流れ場として湖へマルコフモデルを適用した例はみられないが、他の確率論的モデルに比べて以下の観点から2次元流れ場への適用が容易であると考えられる。

①水中の浮遊性物質や溶解性物質の挙動を取り扱う水質変化の動的解析法として、移流拡散型物質収支式があるが、これに生物反応項を含めて藻類の挙動を記述する、即ち、藻類を浮遊性物質として取り扱うモデルが提案されている。ここでも自然水中での藻類の挙動を浮遊性物質として取り扱い、増殖・死滅を反応項で表現する方法を採用する。

②藻類量の変化と湖内での移動とに相互作用があるならば、現象は複雑で多次元マルコフ過程による定式化が必要となるが、独立的な現象とみなしうれば、現象の次元を下げることができ、定式化及び解法が簡単化する。

③マルコフ過程は状態確率及び状態間の推移確率により特徴づけられるが、これらの確率に関連づけるChapman-Kolmogorovの関係式を基礎式とすれば、乱数発生による多数回の試行(Monte-Carlo シミュレーション)により比較的容易に解を得ることができる。

本章では湖の藻類動態をマルコフ過程により確率的に予測するモデルを提示する。

## 1.2. マルコフモデル

### 1.2.1. 用語の定義

マルコフ過程は確率法則に支配され、時間とともに変動するシステムを取り扱うモデルである<sup>24)</sup>。時間を $t$ で表し、確率パラメータを $\omega$ で表すとマルコフ過程は $X(t, \omega)$ と表現される。以下では $\omega$ を省略して、単に $X(t)$ と表す。いま時点 $t$ で $X(t)$ の値が与えられた時、それより将来の時点 $s(>t)$ での $X(s)$ の確率法則が $t$ より以前の時点 $u(<t)$ の時 $X(u)$ 値に関係しない確率過程をマルコフ過程とよび、条件付き確率によって次のように定義される。時点 $t_1 < t_2 < \dots < t_n$ に関して、

$$\begin{aligned} P(X(t) < x : X(t_1) = x_1, X(t_2) = x_2, \dots, X(t_n) = x_n) \\ = P(X(t) < x : X(t_n) = x_n) \end{aligned}$$

が成り立つような過程である。ここで $P(A : B)$ は、条件 $B$ が成立するとき、条件 $A$ が成立する条件付き確率を表す。マルコフ過程で条件付き確率で与えられる分布関数

$$F(x, s : y, t) = P(X(t) < y : X(s) = x) \quad (s < t)$$

を推移確率関数と呼び、時点として  $t - s$  にしか関係しない時、定常な推移確率を持つと呼ぶ。 $X(t)$  のとる値、つまり状態空間が離散的な整数値をとり、また離散的な時点を対象とする時のマルコフ過程はマルコフ連鎖と呼ばれる。 $X(t)$  が状態  $i$  ( $\dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots$ ) をとる確率は一般に状態確率と呼ばれる。

湖内の藻類の存在状態は時間、場所により異なるので、藻類量は時間と場所の関数と考えられる。藻類量を個体数濃度で表し、 $i$  [ $N/m^3$ ] と置くと、個体数は離散量であるから、 $i = 0, 1, 2, \dots$  の整数値をとる。湖内の場所  $(x, y)$ 、時間  $t$  で藻類量  $i$  をとる状況を考え、これを「状態」と呼ぶことにし、その確率を「状態確率」として  $\nu(x, y, i, t)$  で表現する。状態間の変化は推移確率により記述されるが、時点  $t'$ 、位置  $(x', y')$ 、個体数  $i'$  の状態へ推移する確率を特に区別して「遷移確率」とよぶことにする。

### 1.2.2. 基礎式の誘導

第 I 編第 3 章では個々の藻類個体を浮遊粒子とみなし、その挙動を 2 次元ランダム・ウォークとして定式化した。ここではさらに藻類増殖特性を反応性（非保存性）粒子とみなすことにより近似して定式化を行う。定式化にあたっては

①湖を 2 次元流れ場とし水深方向の流速は 0、また藻類個体数分布も一様とする。

②個々の藻類個体は互いに独立であり、増殖・死滅などにより個体数は増減するが、増減する個体は一体として扱う。

③マルコフ性が成立する。

の仮定を置く。

2 次元流れ場での位置  $(x, y)$  を一定値  $\Delta x, \Delta y$  で離散化し、 $(m, n) = (x / \Delta x, y / \Delta y)$  とおく。時間  $t$  についても一定値  $\Delta t$  で割り離散化して  $k = t / \Delta t$ 、藻類については個体数濃度  $i$  で表す。時点  $k$ 、位置  $(m, n)$ 、個体数  $i$  の状態をとる確率を状態確率  $\nu(m, n, i, k)$ 、この状態より時点  $k'$ 、位置  $(m', n')$ 、個体数  $i'$  なる状態へ推移する確率、即ち遷移確率を  $P_T(m, n, i, k | m', n', i', k')$  とおく。

時点  $k$ 、位置  $(m, n)$  に存在する粒子が隣接する位置  $(m+1, n)$ 、 $(m, n+1)$  等に単位時間  $\Delta t$  の間に移動する確率を  $x$  の正、負方向に  $\Delta x$  進む時、各々  $p_x(m, n, k)$ 、 $q_x$  (

$m, n, k$ ),  $y$  の正, 負方向に  $\Delta y$  進む確率を各々  $p_y(m, n, k)$ ,  $q_y(m, n, k)$  とおく。先の記号によれば,  $p_x(m, n, k) = P_T(m, n, i, k | m+1, n, i, k)$  等である。また個体数  $i$  から  $j$  に変化する確率を  $r_{ij} \Delta t$  とする。移動及び個体数変化が互いに排反な事象とし, 移動しかつ変化するなどの複合的事象の確率を無視できるとすれば,

$$p_x(m, n, k) + q_x(m, n, k) + p_y(m, n, k) + q_y(m, n, k) + \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^I r_{ij}(m, n, k) \Delta t = 1 \quad 1-1$$

ここに  $I$  は個体数のとりえる最大値を示す。

また  $r_{ij}$  に関しては

$$\sum_{j=1}^I r_{ji}(m, n, k) \Delta t = R_i(m, n, k) \Delta t \quad 1-2$$

とおく。

時点  $k_0$  に位置  $(m_0, n_0)$  より出発した粒子が時点  $k$ , 位置  $(m, n)$ , 個体数  $i$  の状態にある確率を初期の状態も区別するために  $\nu(m, n, i, k | m_0, n_0, k_0)$  とおく。ここで  $\nu(m, n, i, k | m_0, n_0, k_0)$  は次の関係式を満たす。

$$\sum_i \sum_{n=-\infty}^{\infty} \sum_{m=-\infty}^{\infty} \nu(m, n, i, k | m_0, n_0, k_0) = 1.0 \quad 1-3$$

状態確率  $\nu(m, n, i, k | m_0, n_0, k_0)$  はマルコフ性の仮定より推移確率および 1 時点前の状態確率より求めることが出来る。

$$\begin{aligned} \nu(m, n, i, k | m_0, n_0, k_0) = & p_x(m-1, n, k-1) \cdot \nu(m-1, n, i, k-1 | m_0, n_0, k_0) \\ & + q_x(m+1, n, k-1) \cdot \nu(m+1, n, i, k-1 | m_0, n_0, k_0) \\ & + p_y(m, n-1, k-1) \cdot \nu(m, n-1, i, k-1 | m_0, n_0, k_0) \\ & + q_y(m, n+1, k-1) \cdot \nu(m, n+1, i, k-1 | m_0, n_0, k_0) \\ & + R_i(m, n, k) \cdot \Delta t \end{aligned} \quad 1-4$$

初期条件は

$$\begin{aligned} \nu(m, n, i, k | m_0, n_0, k_0) &= P(m_0, n_0, i, k_0) ; m=m_0, n=n_0, k=k_0 \\ &= 0 ; m \neq m_0, n \neq n_0, k \neq k_0 \end{aligned}$$

1-5

で与えられる。ここで  $P(m_0, n_0, i, k_0)$  は時点  $k_0$ , 位置  $(m_0, n_0)$  で個体数  $i$  をとる確率

である。 $p_x, q_x$  等は次式で表される。

$$\begin{aligned} p_x(m,n,k) &= \frac{1}{4} (1 - \sum_{j=1} r_{ij} \Delta t) + \frac{U \Delta t}{2 \Delta x} \\ q_x(m,n,k) &= \frac{1}{4} (1 - \sum_{j=1} r_{ij} \Delta t) - \frac{U \Delta t}{2 \Delta x} \\ p_y(m,n,k) &= \frac{1}{4} (1 - \sum_{j=1} r_{ij} \Delta t) + \frac{V \Delta t}{2 \Delta y} \\ q_y(m,n,k) &= \frac{1}{4} (1 - \sum_{j=1} r_{ij} \Delta t) - \frac{V \Delta t}{2 \Delta y} \end{aligned}$$

1-6

ここに  $U, V$  は  $x, y$  方向の流速である。

式 1-4 において  $\Delta x, \Delta y, \Delta t \rightarrow 0$  となる極限を考えると状態確率  $\nu(m, n, i, k | m_0, n_0, k_0)$  は確率密度関数  $g(x, y, i, t | x_0, y_0, t_0)$  へ漸近する。 $g(\cdot)$  で 1-4 式を書き直すと

$$\begin{aligned} g(x, y, i, t + \Delta t | x_0, y_0, t_0) &= \\ & p_x(x - \Delta x, y, t) g(x - \Delta x, y, i, t | x_0, y_0, t_0) \\ & + q_x(x + \Delta x, y, t) g(x + \Delta x, y, i, t | x_0, y_0, t_0) \\ & + p_y(x, y - \Delta y, t) g(x, y - \Delta y, i, t | x_0, y_0, t_0) \\ & + q_y(x, y + \Delta y, t) g(x, y + \Delta y, i, t | x_0, y_0, t_0) \\ & + R_i(x, y, t) \Delta t \end{aligned}$$

1-7

第 I 編 3 章と同様に上式を Taylor 展開した後、 $(\Delta x)^2 / \Delta t = 2Ex$ ,  $(\Delta y)^2 / \Delta t = 2Ey$

(一定値) となるように  $\Delta x, \Delta y, \Delta t \rightarrow 0$  にすると

$$\begin{aligned} \frac{\partial g(x, y, i, t | x_0, y_0, t_0)}{\partial t} + U(x, y, t) \frac{\partial g}{\partial x} + V(x, y, t) \frac{\partial g}{\partial y} \\ = \frac{Ex}{2} \frac{\partial^2 g}{\partial x^2} + \frac{Ey}{2} \frac{\partial^2 g}{\partial y^2} + R_i(x, y, t) \end{aligned}$$

1-8

$g(x, y, i, t | x_0, y_0, t_0)$  は時点  $t_0$ , 位置  $(x_0, y_0)$  より放出された粒子が時点  $t$  で位置  $(x, y)$  に移動し, かつ個体数が  $i$  に変化する確率の一般的表現である。式形よりわかるように, 1-8 式は水質物質を対象とした移流・拡散方程式に生成, 消滅を示す反応項が加わった形となっている。各時点に各地点から放出される個々の粒子の挙動を追跡し, 重ね合わせることで任意時点, 任意地点の粒子状態の確率分布を求めることができる。

以上のマルコフモデルでは 1-4 式, 1-7 式いずれを基礎式とするにせよ, 実際の 2 次元流れ場への適用は初期条件, 境界条件等の設定が煩雑であり, また個々の粒子について得た確率密度関数の合成関数 (convolution) も数値計算によらざるを得ない。解法上

の工夫としては、(a)マルコフモデルの簡単化をはかること、(b)基礎式に戻り、個々の藻体の挙動をMonte-Carlo シミュレーションにより追跡する方法が挙げられる。前者はいくつかの仮定を追加しマルコフモデルを実水域へ適用しうよう修正する方法であるが、後者は乱数を発生させることにより個々の藻体を時間的、空間的に追跡し集計する数値的解法である。Monte-Carlo シミュレーションによる解法については後述し、ここでは、特に前者のマルコフモデルの簡単化をはかる。

先の①、②、③の仮定に加えて次の仮定を追加する。④水理過程に起因する移動と主として生物増殖による個体数の増減は独立な現象とみなし、また十分短い時間では定常性が満たされる。この仮定により遷移確率  $P_T(m,n,i,k | m',n',i',k')$  を次式のように到達確率と増殖確率の積で表現する。

$$P_T(m,n,i,k | m',n',i',k') = P_A(m,n,k | m',n',k') P_G(i,k | i',k') \quad 1-9$$

$P_A(m,n,k | m',n',k')$  は時点  $k$ 、位置  $(m, n)$  の粒子が時点  $k'$  に位置  $(m', n')$  に移動する確率であり、ここでは到達確率と呼ぶ。 $P_G(i,k | i',k')$  は時点  $k$  で状態  $i$  にあった粒子が時点  $k'$  で状態  $i'$  へ推移する確率であり、藻類を対象とする時は増殖・死滅を表すことから増殖確率と呼ぶ。

到達確率及び増殖確率は各々湖の流動条件、藻類増殖過程が時間に依存しない定常状態とみなしうる場合には時間差  $\tau = k' - k$  により、 $P_A(m,n | m',n',\tau)$ 、 $P_G(i | i',\tau)$  で表現しうる。この時遷移確率は  $P_T(m,n,i | m',n',i',\tau)$  となる。時間差  $\tau$  として単位時間  $\Delta t$  をとる単位の遷移確率を  $P_T(m,n,i | m',n',i',\Delta t)$  とする。時点  $k$ 、位置  $(m,n)$  で、個体数  $i$  をとる状態確率  $\nu(m',n',i',k' | m_0,n_0,k_0)$  は定常性の過程より初期状態に依存しないから、単に  $\nu(m',n',i',k')$  と記すと、1 時点前の状態から次のように表しうる。

$$\begin{aligned} \nu(m',n',i',k') &= \sum_i \sum_m \sum_n P_T(m,n,i | m',n',i',\Delta t) \nu(m,n,i,k-1) \\ &= \sum_i \sum_m \sum_n P_A(m,n | m',n',\Delta t) P_G(i | i',\Delta t) \nu(m,n,i,k-1) \quad 1-10 \end{aligned}$$

初期状態を  $\nu(m_0,n_0,i_0,0)$  とおくと、時点  $k=1,2,\dots$  の各地点  $(m,n)$  における状態確率  $\nu(m,n,i,k)$  を順次計算できる。

#### 1.2.2. マルコフモデル適用上の検討事項

以上のマルコフモデルを実際の水域へ適用するには、(1)対象水域を適当に分割し、(2)到達、増殖確率の定量化を行い、(3)初期・境界条件を設定した上で、(4)シミュレーションを行う必要がある。対象水域の分割の程度、より直接的には計算時間及び計算機の記憶容量の制約により、到達確率の定量化、初期・境界条件の設定方法、シミュレーションの方法として、より適切な方法をとる必要がある。ここでは、水域を水理的に等質と見なしうる数ブロックに分割し、ブロック間の到達確率をマトリクス表示し、マトリクス演算によりシミュレーションを実行しうる単純マルコフモデルと、均等メッシュに分割し、Monte-Carlo 法によるシミュレーションが適する一般マルコフモデルに分類する。両モデルとも本質的には何等異なるものではないが、シミュレーション実行上の制約等を考慮すると、表 1—3 に示したように、到達確率の表現方法、シミュレーションの方法など、各々適切な方法が存在する。

表 1—3 単純マルコフモデルと一般マルコフモデル

	単純マルコフモデル	一般マルコフモデル
水域分割	10～20ブロック	均等メッシュ (250 ～500 m )
到達確率	ブロック間 (マトリクス表示)	メッシュ間
増殖確率	実測値より推定	実測値或いは実験値より推定
初期・境界条件	実測値、推定値	実測値 (内挿値) 推定値 (内挿値)
動態 シミュレーション	マトリクス演算	Monte-Carlo シミュレーション
非定常性	非斉次マトリクスに 拡張	乱数で与える

まず単純マルコフモデル、ついで一般マルコフモデルについて、水域分割、到達・増殖確率、動態シミュレーション、非定常性を考慮する方法について述べる。初期・境界条件はいずれのモデルでも共通であり、また、シミュレーション結果を規定する条件として重要であるため、詳細については第3章で取り上げる。

#### (I)単純マルコフモデルの適用上の検討事項

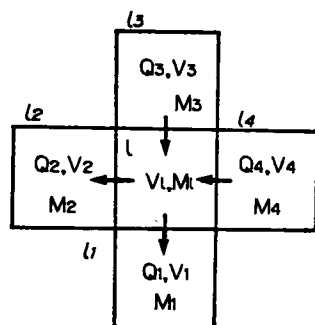


### (a) 水域のブロック分割

水域を水理的に等質ないくつかのブロックに分割する方法であり、観測値との対応から観測地点を代表するようなブロック分割が实际的である。

### (b) 到達確率の定量法

ブロック分割した場合にはブロック間の流入・流出量より到達確率を定量化できる。任意のブロックを  $l$  とし、隣接する4ブロックを図1-1に示したように  $l_1 \sim l_4$  ブロックと呼ぶ。ブロック  $l$  よりブロック  $l_1$  への到達確率は単位時間を  $\Delta t$  とすると



$l_i$  : ブロック番号  
 $Q_i$  : ブロック間流量  
 $V_i$  : ブロック容量 (体積)  
 $M_i$  : ブロック藻類濃度

図1-1 ブロック間の関係

$$P(l | l_1, \Delta t) = Q_1 \Delta t / V_l \quad 1-11$$

ここで  $Q_1$  :  $l \sim l_1$  間の流量 [ $m^3$ /日]

$V_l$  : ブロック  $l$  の体積 [ $m^3$ ]

$P(l | l_1, \Delta t)$  : ブロック  $l \rightarrow l_1$  への到達確率

同様にブロック  $l$  より  $l_2$  へ到達する確率、ブロック  $l$  内に留まる確率は1-12, 1-13式で表される。

$$P(l | l_2, \Delta t) = Q_2 \Delta t / V_l \quad 1-12$$

$$P(l | l, \Delta t) = \{1 - (Q_1 + Q_2) \Delta t / V_l\} \quad 1-13$$

水域をブロック分割した場合には到達確率を到達確率マトリクスとして表現できる。ブロック  $l$  より  $l'$  の到達確率を  $P_{ll'}$  とおくと到達確率マトリクス  $A$  は、

$$A = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & \dots & P_{1n} \\ P_{21} & P_{22} & \dots & P_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ P_{n1} & P_{n2} & \dots & P_{nn} \end{bmatrix} \quad 1-14$$

ここで  $n$  はブロック数である。到達確率  $P_{i,t}$  は、時間とともに湖流が変動する時はマトリクス  $A$  は時間に依存して変動する非斉次の推移確率マトリクスとなる。時間間隔  $\Delta t$  を湖流動が定常と見なしうる十分小さな値をとり  $t = t \sim t + \Delta t$  ではマトリクス  $A$  が定常であると仮定し、 $A(t)$  で表す。ブロック  $\ell$  に粒子が存在する確率を  $P(\ell, t)$ 、これらを要素とする  $N$  次元ベクトルを状態ベクトル  $P(t)$  で表せば、

$$P(t + \Delta t) = A(t) \cdot P(t) \quad 1-15$$

この関係より逐次各時点のブロックの粒子存在確率が求められる。

### (c) 増殖確率の定量化

藻類が増殖する過程を一次反応として平均的には次式で表される反応速度式に従う場合を取り上げる。

$$\frac{dM}{dt} = (\mu - kd) M = \hat{\mu} M \quad 1-16$$

ここで  $\mu$  は比増殖速度、 $kd$  は自己分解速度及び  $\hat{\mu}$  はみかけの増殖速度であり、正負いずれの値も取りえらとする。藻類量  $M$  は個体数  $\Delta M$  で離散化し整数値  $i$  で表し、時間  $t$  についても  $\Delta t$  で分割し  $t = k \cdot \Delta t$  と離散的に記すことにする。時点  $k$  で藻類個体数が  $i$  となる確率  $P(i, k)$  とし、これに関し次の仮定をおく。

(1) 時間  $\Delta t$  の間に  $\Delta M$  増殖する確率は  $\Delta M$  あたり  $\mu \cdot \Delta t$  である。

(2) 時間  $\Delta t$  の間に  $\Delta M$  減衰する確率は  $\Delta M$  あたり  $kd \cdot \Delta t$  である。

(3)  $\Delta t$  の間に 2 ステップ ( $2 \Delta M$ ) 以上の変化が生じる確率は極めて小さく無視する。

以上の仮定より  $P(i, k)$  は

$$P(i, k) = (1 - \mu i \Delta t - kd i \Delta t) P(i, k-1) + \mu(i-1) \Delta t P(i-1, k-1) + kd(i+1) \Delta t P(i+1, k-1) \quad 1-17$$

上式はいわゆる出生死滅過程<sup>2)</sup>を表し、次式の微分差分方程式に帰着される。

$$P'(i, k) = -(\mu + kd) i P(i, t) + \mu(i-1) P(i-1, t) + kd(i+1) P(i+1, t) \quad i \geq 1 \quad 1-18$$

$i = 0$  のときは

$$P'(0, t) = kd P(1, t) \quad 1-19$$

上式を初期条件

$$P(1,0)=1, \quad P(i,0)=0 \quad (i \neq 1) \quad 1-20$$

のもとに解くと一般の状態確率  $P(i, t)$  は

$$P(i, t) = \frac{\mu^{i-1} (\mu - kd)^2 e^{(\mu - kd)t} (1 - e^{(\mu - kd)t})^{i-1}}{(kd - \mu e^{(\mu - kd)t})^{i+1}} \quad 1-21$$

以上はみかけの増殖速度  $\hat{\mu} = \mu - kd$  は一定値をとる場合であるが、比増殖速度  $\mu$ 、自己分解速度  $kd$  の値自身が確率的に変動する場合の増殖確率は以下のように定式化できる。

1-16 式の藻類量  $M$  を水質濃度のように連続変数とみなし初期条件  $t = 0$  で  $M(t) = M(0)$  より

$$M(t) = M(0) \exp[(\mu - kd)t] = M(0) \exp(\hat{\mu}t) \quad 1-22$$

比増殖速度  $\mu$  及び死滅速度  $kd$  の確率密度関数が既知ならば、 $\mu$  と  $kd$  の合成関数によって  $\hat{\mu}$  の確率分布が求められるから、以下では  $\hat{\mu}$  の確率的変動を中心に検討する。 $\hat{\mu}$  が確率的に変動することから  $M(t)$  も確率的に変動する。時間  $t = t_0$  と一定とし、 $\hat{\mu}$ 、 $M(t)$  の確率密度関数を  $f_{\hat{\mu}}(\hat{\mu})$ 、 $f_{M(t_0)}\{M(t_0)\}$  とおけば  $f_{M(t_0)}\{M(t_0)\}$  は

$$f_{M(t_0)}\{M(t_0)\} = \left| \frac{d\hat{\mu}}{dM(t_0)} \right| f_{\hat{\mu}}(\hat{\mu}) \quad 1-23$$

の関係より  $f_{\hat{\mu}}(\hat{\mu})$  より推定しうる。みかけの増殖速度  $\hat{\mu}$  が正規分布で近似できることから (第 I 編第 1 章)、 $M(t)$  は次式で表される対数正規分布することが導かれる。

$$f_M(M|M_0, \tau) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{\hat{\mu}}^2\tau}M} \exp\left\{-\frac{(\ln M - \ln \bar{M})^2}{2\sigma_{\hat{\mu}}^2\tau}\right\} \quad 1-24$$

ここで  $M(t)$  の確率密度関数は初期条件  $t = 0$  で  $M = M_0$  であり、 $t = \tau$  の時の条件付き確率密度であるから  $f_M(M|M_0, \tau)$  と記した。また  $\bar{M} = M_0 \cdot \exp(\bar{\hat{\mu}} \cdot \tau)$  であり、 $\bar{\hat{\mu}}$  は  $\hat{\mu}$  の期待値、 $\sigma_{\hat{\mu}}$  は  $\hat{\mu}$  の標準偏差であることを示す。

藻類個体数  $i$  から  $\tau$  時間後に個体数  $j$  へ推移する増殖確率  $P_G(i|j, \tau)$  は

$$P_G(i|j, \tau) = f_M(j|i, \tau) \Delta M \quad 1-25$$

で表される。

個体数  $i$  から  $j$  へ推移する増殖確率を  $q_{ij}$  とし、これを要素とする増殖確率マトリクスを  $G$  とし、式 1-26 のように表すことができる。

$$G = \begin{bmatrix} q_{00} & q_{01} & \dots & q_{0I} \\ q_{10} & q_{11} & \dots & q_{1I} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ q_{I0} & q_{I1} & \dots & q_{II} \end{bmatrix}$$

1-26

#### (d) 非定常性の導入

式 1-10 は定常性を仮定し到達確率，増殖確率も一定としており，地点間の流下時間も平均的取扱いをしている。しかし任意地点の遷移確率  $P_T(m, n, i, k | m', n', i', k')$  も実際には定常性の仮定は成立せず，時々刻々確率分布が変化する非定常な確率過程と考えられる。これらの現象の非定常性を全て考慮することはマルコフモデルの適用性を著しく低下させるので以下の仮定をおいた上で部分的に非定常性を導入する。

(1) 予測時間単位を実際の藻類動態について入手しうる資料との整合性を考え日単位とする。

(2) 日単位で境界地点の藻類量確率分布，到達確率，増殖確率変動する。

単位時間の遷移確率を  $P_T(m, n, i | m', n', i', \Delta t, x)$  とし，水質，水象，気象条件  $x = (x_1, x_2, \dots, x_p)$  を考慮する。到達確率，増殖確率も同様に  $P_A(m, n | m', n', \Delta t, x)$ ， $P_G(i | i', \Delta t, x)$  と表す。 $\Delta t$  は一般に予測時間単位 1 日より小さくとるので，遷移確率を 1 日について平均化し次式で表す。

$$\bar{P}(m, n, i | m', n', i', 1, x) = \bar{P}_A(m, n | m', n', 1, x) \cdot \bar{P}_G(i | i', 1, x) \quad 1-27$$

ここで  $\bar{P}$  は確率の日平均値であることを示す。

#### (e) マトリクス演算によるシミュレーション

水域を数ブロックに分割する場合を例として，以上に示した非定常的な性質も一部考慮したマルコフモデルをマトリクスにより表示し，シミュレーションする方法を示す。

$t$  日のブロック  $l$  の藻類量  $i$  をとる状態確率を  $S_{li}(t)$  とする。 $S_{li}(t)$  を要素とする状態マトリクスを  $S(t)$  で表す。

ブロック  $\ell$

$$S(t) = \left[ \begin{array}{c|c} & \\ \hline \text{---} S_{\ell, i}(t) \text{---} & \\ \hline \end{array} \right] \begin{array}{l} \text{状態} \\ i \end{array} \quad 1-28$$

ここで  $\ell$  は  $1 \sim L$  ( $L$ : 最大ブロック数),  $i$  は  $0 \sim I$  ( $I$ : 藻類状態の最大値) なる値をとる。また  $\sum_i \sum_{\ell} S_{\ell, i}(t) = 1.0$  とする。

地点  $\ell, \ell'$  間の到達確率  $r_{\ell, \ell'} = P_A(\ell | \ell', 1, x)$  を要素とする到達マトリクスを  $t$  日の環境要因  $x(t)$  が関与することから  $R\{x(t)\}$  と表す。

$$R\{x(t)\} = \left[ \begin{array}{c|c} & \\ \hline \text{---} r_{\ell, \ell'} \text{---} & \\ \hline \end{array} \right] \begin{array}{l} \ell \\ \ell' \end{array} \quad 1-29$$

藻類個体数  $i, i'$  間の増殖確率  $g_{i, i'} = P_G(i | i', 1, x)$  を要素とする増殖確率マトリクスを  $G\{x(t)\}$  とおく。

$$G\{x(t)\} = \left[ \begin{array}{c|c} & \\ \hline \text{---} g_{i, i'} \text{---} & \\ \hline \end{array} \right] \begin{array}{l} i \\ i' \end{array} \quad 1-30$$

$t$  日めの状態  $S(t+1)$  は

$$S(t+1) = G\{x(t)\}^T S(t) R\{x(t)\} \quad 1-31$$

ここに  $T$  は転置を示す。

と表される。

(f)初期・境界条件の設定法

1-31式において、 $t=0$ での初期状態マトリクス $S(0)$ とすると、 $S(t)$ は

$$S(t) = G\{x(t-1)\}^T \cdots G\{x(0)\}^T S(0) R\{x(0)\} \cdots R\{x(1)\} \cdots R\{x(t-1)\} \quad 1-32$$

で表される。 $S(0)$ の要素 $S_{i,j}(0)$ については、地点別の実測値が既知ならば、

$$S_{i,j} = \begin{cases} 1.0/L & i=j \quad (j: \text{実測値}) \\ 0.0 & i \neq j \end{cases} \quad 1-33$$

で表しうる。

(2)一般マルコフモデル適用上の検討事項

上記の単純マルコフモデルとは異なる点に付いて述べる。

(a)水域のメッシュ分割

均等メッシュ分割では到達確率算定の基礎となる潮流モデル或いは渦度モデルのメッシュ分割に合わせる方法が適当である。

(b)到達確率の定量法

均等メッシュ分割ではメッシュ中央点の流速 $u, v$ をとる。1-6式で $r_{ij}=0$ とおくことにより、

$$\begin{aligned} P_A(m,n|m+1,n,\Delta t) &= \frac{1}{4} + u \frac{\Delta t}{2\Delta x} \\ P_A(m,n|m-1,n,\Delta t) &= \frac{1}{4} - u \frac{\Delta t}{2\Delta x} \\ P_A(m,n|m,n+1,\Delta t) &= \frac{1}{4} + v \frac{\Delta t}{2\Delta y} \\ P_A(m,n|m,n-1,\Delta t) &= \frac{1}{4} - v \frac{\Delta t}{2\Delta y} \end{aligned} \quad 1-34$$

(c)シミュレーションの実行

メッシュ数が増大するにつれて、単純マルコフモデルで提示したマトリクスによる到達確率、増殖確率の表現は計算機の記憶容量の制約から困難であり、また計算時間が大幅に増大する。メッシュ数が多い場合には、Monte-Carloシミュレーションにより、個々の藻類個体の流動、増殖を逐次乱数によりシミュレーションする方法が適切である。

(d)非定常性の考慮

到達確率に影響する湖流の時間的変動，増殖確率に影響する藻類の増殖速度の不確実性などの非定常性を一般マルコフモデルに取り入れるために，到達確率，増殖確率の変動を表現する確率分布に基づいて乱数を発生させ，その到達，増殖確率を用いて動態シミュレーション (Monte-Carlo シミュレーション) を行う方法が考えられる。

### 1.3. マルコフモデルによる藻類動態の予測

前節で提示した短期的・面的藻類動態を確率的に予測するマルコフモデルを琵琶湖南湖に適用した。マルコフモデルは対象水域をいかに分割するかによって，(1)単純マルコフモデル（遷移確率をマトリクスとして扱う方法）と，(2)一般マルコフモデル（遷移確率を記述する基礎式をMonte-Carlo シミュレーションにより順次解きあげる方法）に分類されるが，まず単純マルコフモデルを適用する上で重要な到達確率，増殖確率について具体的な定量方法を示す (1.3.1.，1.3.2.)。この際とくに増殖確率では，水域をブロック分割した場合で，ブロック間の流量収支が既知であるときに有用な，みかけの増殖速度  $\hat{\mu}$  を現地実測値より直接的に推定する方法を示す。1.3.3.で単純マルコフモデルの適用例として昭和58年夏期の *Anabaena* 異常増殖時の動態予測を試みる。また先述Monte-Carlo シミュレーションによる一般マルコフモデルについても同様に適用事例を示す。

#### 1.3.1. 到達確率の定量例

南湖を調査地点を代表とする水域（以下ブロックと呼ぶ）に分割する（図1-2）。風の

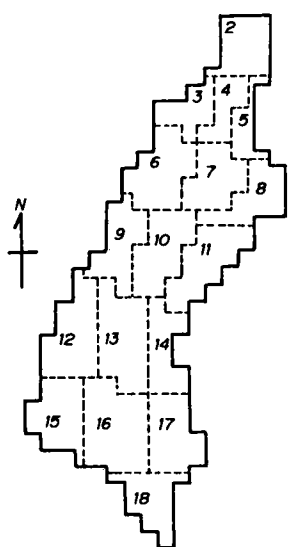


図1-2 南湖のブロック分割  
(数字：ブロックNO.)

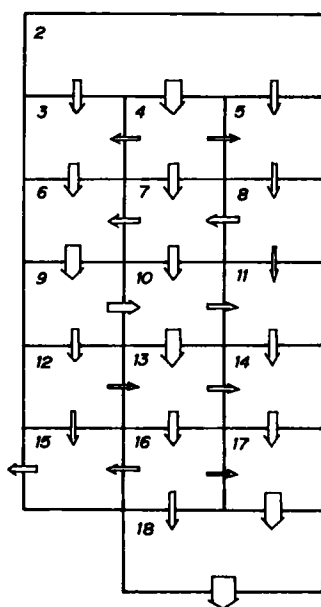


図1-3(a)  
ブロック間の流出入量（無風）

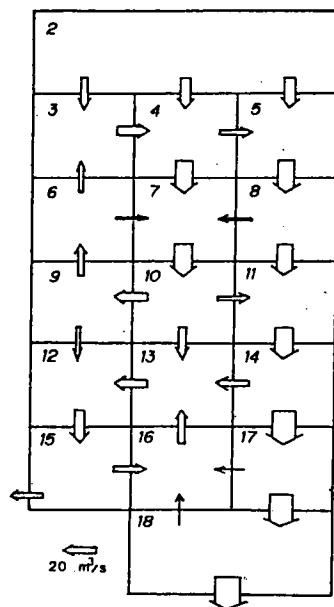


図1-3(b)  
ブロック間の流出入量（北東風1.6m/s）

影響を考慮した湖流モデルより推定した湖流分布より、各ブロック間の流量収支を算定する。無風状態及び夏期の卓越風である北東風 $1.6 \text{ m/s}$  が定常的に吹いた場合の湖流分布より求めたブロック間の流量収支を図1—3に示した。図1—1に示したように任意のブロック $l$ の周辺ブロック $l_1 \sim l_4$ の流量収支・ブロック容積から到達確率を式1—12～1—13を参考に算定する。先に示した北東の風 $1.6 \text{ m/s}$  が定常的に吹いた場合のブロック間の到達確率を求め、到達確率マトリクスとして示したのが表1—4である。ここで単位時間 $\Delta t$ として0.5日としている。

表1—4の到達確率マトリクスは北東風 $1.6 \text{ m/s}$  が吹いた時に単位時間で近接した観測地点へ到達する確率を示すから、この到達確率マトリクスより特定の2地点間の到達確率及び流下時間が得られる。任意の地点で初期 $t = 0$ での状態確率を1.0（他の地点では0）とし到達確率をかけることにより、各地点における状態確率の時間的变化が得られる。図1—4はその一例であり、図中に示した各地点における初期状態確率を1.0とした場合に、疏水取水口沖地点（7—1地点）で得られる状態確率の時間的变化を示している。ピークまでの時間は初期設定した地点と疏水取水口地点間の平均的な到達時間であり、またピークの大きさ（確率）は、この地点に到達する確率を示している。この図1—4より疏水取水口地点と他地点の2地点間のピーク到達時間と到達確率を読み取り、整理したのが表1—5である。北端部地点では15日程度で流達するが到達確率は10%以下となっている。地点6及び9でピークの出現が30日を越えており、風による循環的流れが存在しているためと考えられる。

### 1.3.2. 増殖確率の定量例

増殖確率は最も簡単化した形は1—25式で表される。式中の $f_M(j|i, \tau)$ は1—24式のように、みかけの増殖速度 $\hat{\mu}$ が正規分布する場合では、対数正規分布になる。みかけの増殖速度 $\hat{\mu}$ の推定方法としては、(1) AGP試験による方法、(2)現地藻類実測値を活用する方法がある。(1)のAGP試験による方法では第I編第1章で詳細に論じている。(2)の方法は現地の藻類実測値を活用できる点で簡便であり、特に1.2.に示したように湖をブロック分割し、ブロック間の流量収支が得られている場合はみかけの増殖速度推定方法として有用である。ここではその方法を提示する。



表1-4 到達確率マトリクス (北東風1.6 m/s,  $\Delta t=0.5$  日の時)

地点	→	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	湖外
2	1-2	0.67	0.04	0.13	0.16														
3	2-1		0.62	0.38															
4	2			0.50	0.12		0.38												
5	3				0.18			0.82											
6	3-1					0.95	0.05												
7	2						0.73			0.27									
8	3						0.02	0.61			0.37								
9	4-1					0.17			0.82			0.01							
10	2								0.18	0.73	0.05		0.04						
11	3										0.53			0.47					
12	5-1											0.80			0.20				
13	2											0.11	0.89						
14	3												0.18	0.09			0.73		
15	7-1														0.82	0.10			0.08
16	2												0.16			0.82		0.02	
17	3															0.10	0.57	0.33	
18	8-2																	0.52	0.48

表1-5 2地点 (疏水取水口沖 7-1地点とその他の地点) 間の到達確率 (北東風1.6 m/s の場合)

地 点	到達時間(日)	到達確率
2	15.0	0.067
3	15.5	0.061
4	14.0	0.061
5	12.0	0.076
6	33.0	0.048
7	13.0	0.057
8	12.0	0.076
9	34.0	0.048
10	10.0	0.059
11	10.5	0.078
12	2.0	0.425
13	6.0	0.253
14	9.0	0.079
15	—	—
16	9.5	0.196
17	10.5	0.045

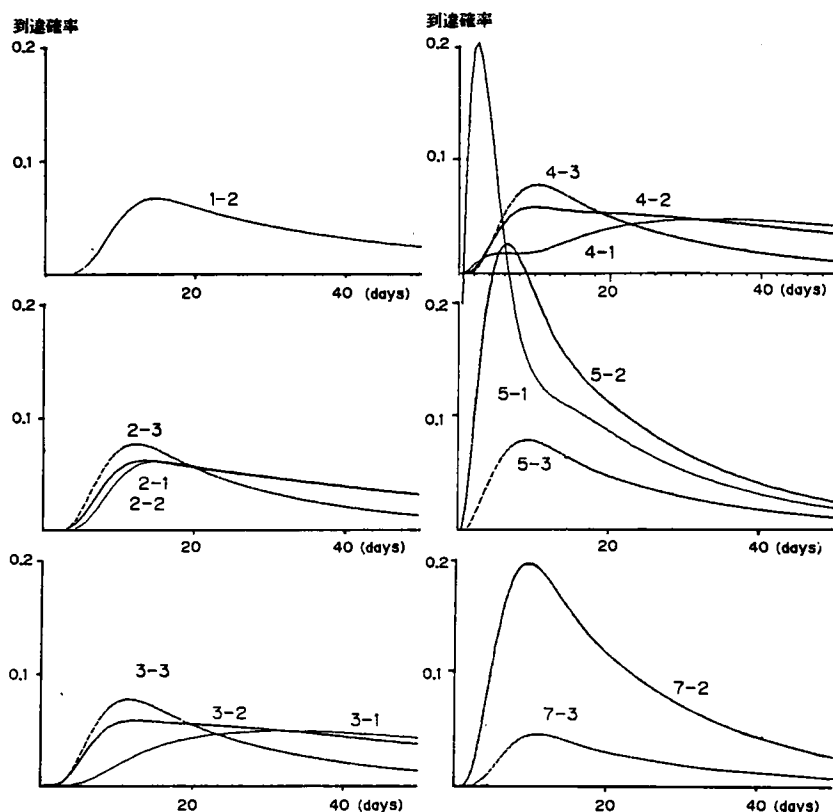


図1—4 疏水取水口沖とその他の地点間の到達確率（北東風1.6m/s）

#### (1)基礎式の誘導

現地調査から得た面的な藻類個体数の実測値を活用してみかけの増殖速度 $\hat{\mu}$ を推定する方法を示す。湖水中の藻類が移流と増殖により均衡する定常的な状態を次式の収支式で表現する。湖水中の藻類が、移流と増殖により均衡する定常的な状態を次式の収支式で表現する。

$$\bar{u} \frac{aM}{ax} + \bar{v} \frac{aM}{ay} = \hat{\mu}M \quad 1-35$$

ここに $\bar{u}$ ,  $\bar{v}$ は $x$ ,  $y$ 方向の平均流速である。また $\hat{\mu}$ はみかけの増殖速度を示すが、自然状態での藻類の増減は、増殖・死滅の他に沈降・動物プランクトンによる捕食等により影響を受けるため、より正確には沈降・捕食速度を考慮することが必要であるが、これらの値は現在までのところ実測値も少ないので $\hat{\mu}$ に含まれると仮定した。

1—35式の適用方法は以下の通りである。湖を現地測定地点を含むブロックについて、その容積 $V$ に関して1—35式を積分すると1—36式を得る。

$$(\sum_{out=1,2} Q_{out} M_i - \sum_{in=3,4} Q_{in} M_i) = \hat{\mu}_i M_i V_i$$

1-36

ここで  $out=1,2$  とは,  $Q_{out}$  として  $Q_1, Q_2$  をとることを,

$in=3,4$  とは,  $Q_{in}$  として  $Q_3, Q_4$  をとることを示す。

また,  $\hat{\mu}_i$  はブロック  $i$  についてのみかけの増殖速度である (図 1-1)。湖流状況が既知ならば各ブロック間の流出入量が算定でき, 藻類濃度  $M_i$  に実測値を用いれば, 各ブロックの収支式を連立して解かなくとも, 上式より  $\hat{\mu}_i$  を求めることができる。

## (2)適用例

昭和58年夏期の各調査の Anabaena 実測値より Anabaena の  $\hat{\mu}$  をブロック別に求め, その平均値を面的に示すと図 1-5 のようになる。 $\hat{\mu}$  が正の値をとるブロックは定常状態を仮定した上で隣接ブロックからの流入藻類量と当該ブロックからの流出藻類量の差, すなわちブロック内の増殖量が正であることを示しており値が大きい程, 増殖量が多いと考えられる。逆に負の  $\hat{\mu}$  を持つブロックは増殖に比べて死滅及び沈降等により藻類量が減少することを示している。 $\hat{\mu}$  の意味するところは以上のようなのであるが, 流動状態, 増殖状態として定常状態を仮定してモデル化していることから  $\hat{\mu}$  の絶対値の大小よりも符号に注目して  $\hat{\mu}$  が正であれば, 流動に比べて増殖が卓越している水域であり,  $\hat{\mu}$  が負であれば

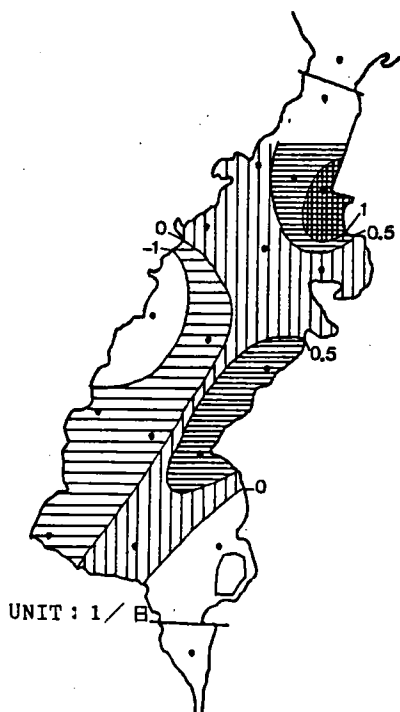


図 1-5  $\hat{\mu}$  (Anabaena sp.) の分布

増殖よりもむしろ, 死滅, 沈降, 或いは流動による移動が卓越した水域と解釈することもできる。この点から図 1-5 を見ると, 概して南湖東岸部では増殖が卓越しているのに対し, 西岸部では逆に負値をとり, 流動等の影響が卓越しているとみることもできる。このことから藻類の増殖量は南湖全域について一様ではなく, 水域的に特徴が見られること, また動態解析においては単に増殖のみを考慮するのでは十分でなく, 藻類の空間的動態を

も十分把握する必要があることを指摘しうる。本法によって得た Anabaena の確率分布特性については第 I 編第 1 章図 1—22 に示している。平均 0.175 (1/日), 標準偏差 0.472 (1/日) の単峰型の正規分布に近い形状をもつ。これらの値より Anabaena の増殖確率  $P(i|j, \tau)$  を求めると,

$$P(i|j, \tau) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} (0.472) \tau i} \exp\left\{-\frac{(\ln j - \ln \bar{i})^2}{2(0.472\tau)^2}\right\} \quad 1-37$$

ここに  $\bar{i} = i \cdot \exp(0.175 \cdot \tau)$  である。

### 1.3.3. 単純マルコフモデルによる藻類動態の確率予測

1.2. で誘導した遷移確率により湖内の藻類分布を確率論的に予測する方法を例示する。時刻  $t$  におけるブロック  $\ell$  の藻類数が  $j$  をとる状態確率を  $P(\ell, j, t)$  とする。ブロック  $\ell$  の藻類状態は周辺ブロック  $\ell'$  の  $\Delta t$  前の状態に影響を受けるから,  $\ell - \ell'$  間の遷移確率, 及びブロック  $\ell'$  の状態確率により,

$$P(\ell, j, t) = \sum_{\ell'} P(\ell', i, t - \Delta t) P_T(\ell', i | \ell, j, \Delta t) \quad 1-38$$

初期条件として時間  $k = 0$ , ブロック  $\ell'$  における状態確率  $P(\ell', i, 0)$  から 1—38 式により順次ブロック別の状態確率を求めることができる。状態確率は各時点, 各地点の藻類個体数分布を与えるから, 平均個体数  $\bar{M}(\ell, t)$ , 分散  $\sigma^2(\ell, t)$  は次式により計算できる。

$$\begin{aligned} \bar{M}(\ell, t) &= \sum_j \{P(\ell, j, t) \cdot j\} / \left\{ \sum_j P(\ell, j, t) \right\} \\ \sigma^2(\ell, t) &= \sum_j \{P(\ell, j, t) \{j - \bar{M}(\ell, t)\}^2\} / \left\{ \sum_j P(\ell, j, t) \right\} \end{aligned} \quad 1-39$$

遷移確率による藻類分布の確率予測の例として昭和 58 年 8, 9 月の Anabaena 異常増殖時の Anabaena 個体数の予測を試みた。到達確率については, 8, 9 月の Anabaena 実測値より求めた  $\hat{\mu}$  による 1—37 式を用いた。Anabaena 異常増殖の初期段階に相当する 8 月 30 日の実測値を初期値として, 2 日後, 4 日後の地点別予測値を等濃度線図として示したのが, 図 1—6, 8 である。図 1—6 は 2 日後 (9 月 1 日) の予測値であり, 比較のために Anabaena の実測値も示している。予測値 (平均値) では, 北端部, 南端部で実測値と大きく食い違う地点が見られるが, 全般的なパターンはほぼ再現できていると考えられる。遷移確率予測では各地点, 各時点における藻類の確率分布が得られるので, 確率分布に関する特

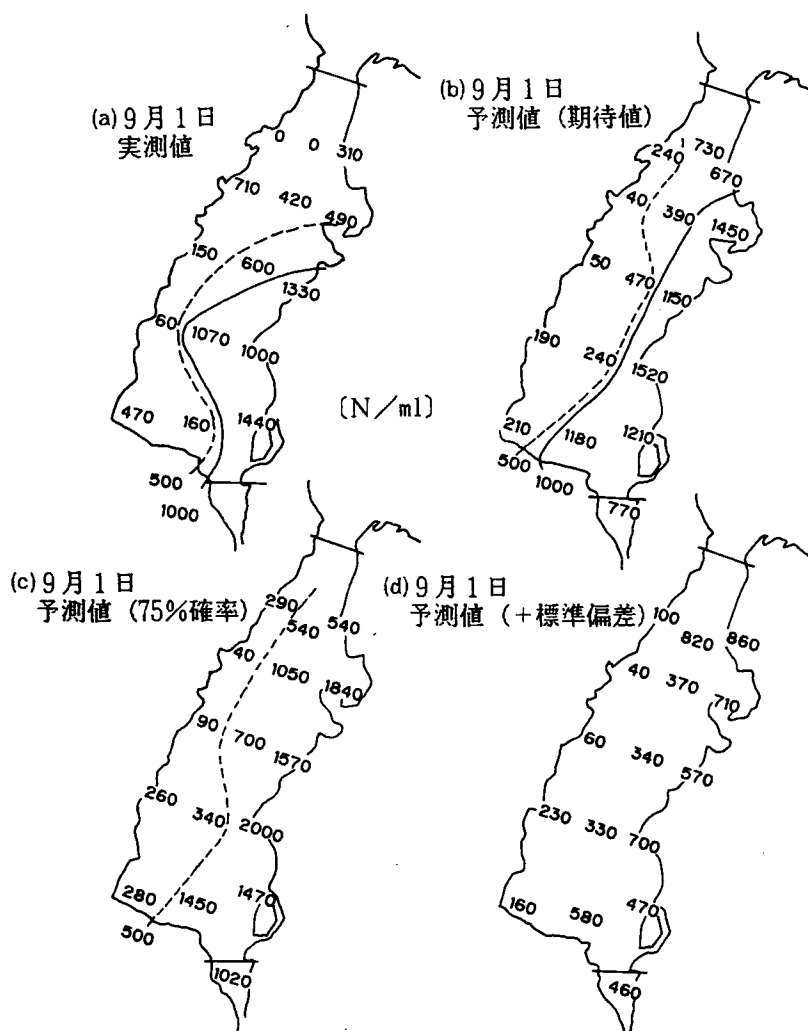


図1—6 遷移確率による予測 (2日後)

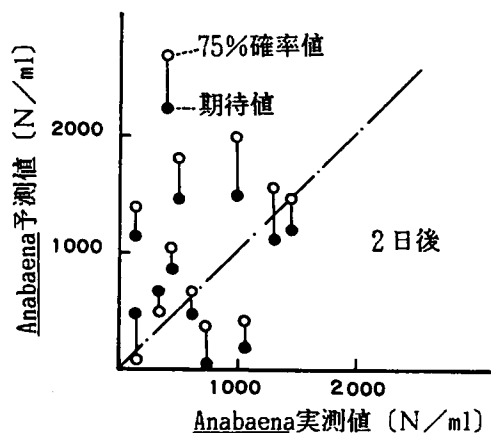


図1—7 遷移確率による予測値と実測値の相関 (2日後)

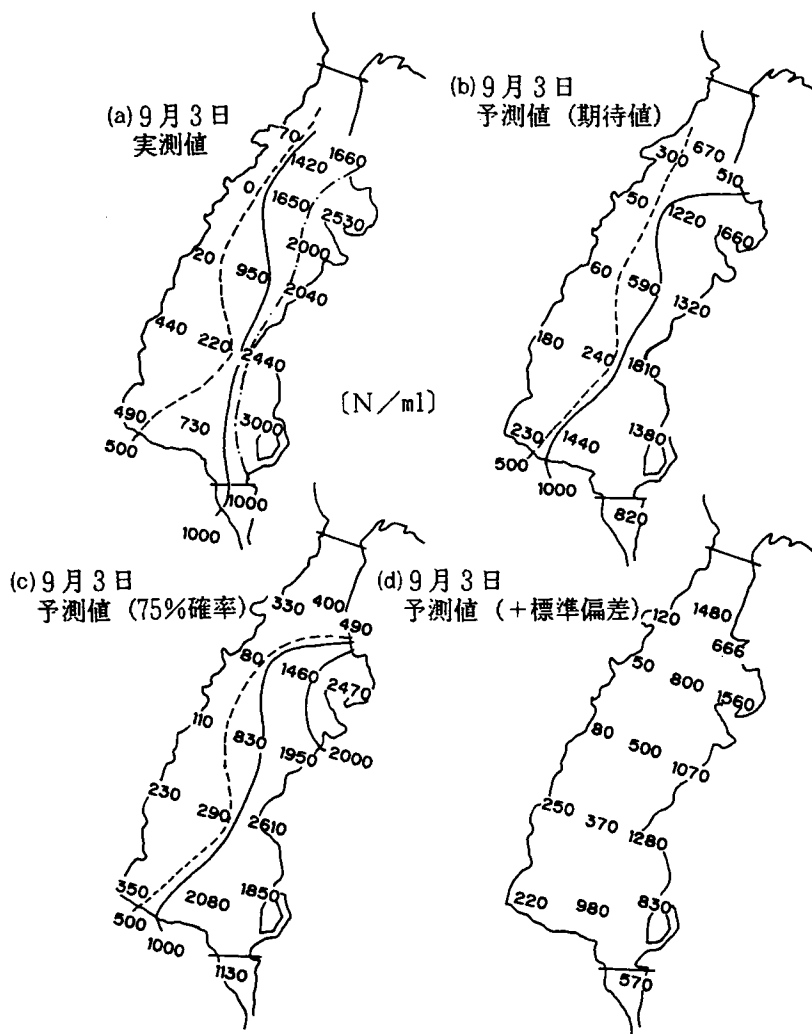


図1—8 遷移確率による予測 (4日後)

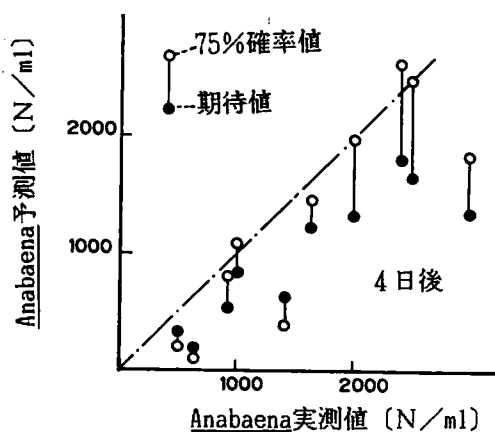


図1—9 遷移確率による予測値と実測値の相関 (4日後)

性値として非超過確率75%値及び標準偏差を示すと図1—6(c), (d)のようである。非超過確率75%値ではほぼ期待値と同様の分布パターンを示すが、期待値より全般的に高い値を示す。予測の精度については、一般に実測値と予測値との相関の良さが評価指標として用いられる。ここでも実測値、及び予測値（期待値、75%値）との相関係数に示すと図1—7のようになる。数地点で予測値が実測値を上回っており、相関関係を見る限りでは予測の精度は今一歩というところである。この原因のひとつは初期条件の与え方、境界条件の与え方にも関係し、2日後予測では依然としてこれらの条件の影響が残っているとも考えられる。

図1—8は4日後の予測結果を同様に示したものである。2日後の予測値よりも実際のパターンにより近づくとともに実測値との相関も改善されている（図1—9）。特に非超過確率75%値は期待値に比べて実測値との相関が良い。期待値では実測値が予測値に対し全般的に大きい、これは*Anabaena*の異常増殖時を予測対象期間としたことによると考えられ期待値的な取扱いでは異常増殖量は十分再現しえないことを示唆している。本予測モデルでは藻類量の確率分布が得られるので、期待値もまた非超過確率75%値のような確率値も算定できると同時に、異常増殖現象を警戒すべき藻類量規準が与えられたならば、この警戒規準を越える確率を算定でき、異常増殖発生の可能性を定量的に評価することができる。

図1—6, 8には予測値の標準偏差も示しているが、一般に*Anabaena*個体数が多い地点で標準偏差も大きく、予測値の変動が大きいことを示している。予測値が東岸で変動が大きく西岸で小さい傾向は、藻類実測値の年間集計の結果とも対応している。

#### 1.3.4. 一般マルコフモデルによる藻類動態の確率

遷移確率をマトリクス表示する単純マルコフモデルによる予測方法は、水域が数ブロックに分割でき、増殖確率が藻類の増殖・死滅のみで近似的に表現しうる場合では、簡便かつ実用的な方法である。しかしながら、対象水域の形状が複雑で藻類絶対量の増減も沈降、捕食などが無視できない場合では、先の方法では不十分である。乱数発生により確率的現象を再現するMonte-Carlo法がこうした一般的状況下での藻類動態を予測する方法として

は適している。

Monte-Carlo 法は、ランダム・ウォークなどを中心とする確率論的な問題で、方程式をたてることや、方程式をたてても解くことが困難な場合に、計算機によるシミュレーションで解く方法と位置付けられる。Monte-Carlo 法を利用する場合では、簡単化のために行った到達確率、増殖確率の独立性の仮定も不要であり、例えば 1—4 式を基礎式として直接採用しうる。Monte-Carlo 法によるシミュレーションでは藻類個体の挙動を個別的に逐次追跡し、個々の藻体の位置を記録して集計する方法をとった。

#### (1) 藻類流動のシミュレーション

藻類個体が浮遊性物質と同様な挙動をとると仮定すれば、風の影響を考慮した潮流モデルの計算結果を利用することにより、個々の藻類個体の移動現象をシミュレートできる。シミュレーションについては第 I 編第 3 章で触れたので、ここでは省略する。

#### (2) 藻類動態のシミュレーション

藻類は潮流によって流下、移動し増減を繰り返す。Monte-Carlo シミュレーションでは藻類増減の要因を同時に複数考慮することが可能である。藻類増殖を増殖、死滅の他に沈降、捕食を加えた次式をとりあげる。

$$\frac{dM}{dt} = \mu M - k_d M - S M - g M z \quad 1-40$$

ここに M : 自然水系での藻類個体数濃度

$\mu$  : 比増殖速度

$k_d$  : 自己分解速度

S : 沈降による除去速度

g : 動物プランクトンによる捕食係数

z : 動物プランクトン濃度

式中の  $\mu$ ,  $k_d$ ,  $s$ ,  $g$ ,  $z$  等が確率分布として与えられれば逐次、確率分布に従った乱数を発生させ、藻類量 M の増減をシミュレートできる。また比増殖速度  $\mu$  を決定する要因として律速栄養塩、水温、日射量、増殖促進物質、渦度などの流動パラメータが関係する場合であれば  $\mu$  をこれらの関数として定式化し、シミュレーション時にパラメータ値を与えることにより  $\mu$  を算定できる。



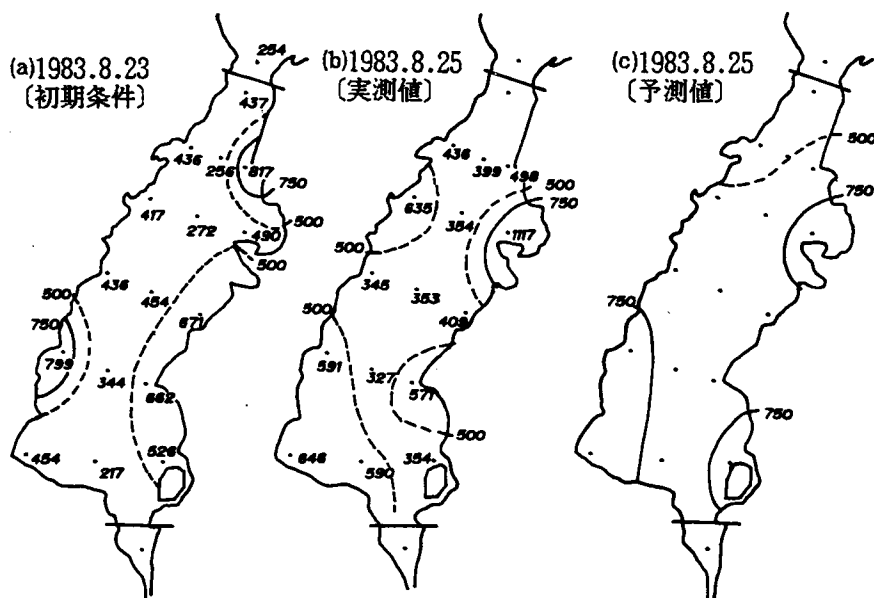


図1—10 藻類総個体数実測値 ( $N/m^2$ )

図1—11 予測値  
(Monte-Carlo 法による)

律速栄養塩、動物プランクトンについては、決定論的な生態系モデルと同様に変化速度を定式化し、連立させてシミュレートすることも可能である。

Monte-Carlo 法の適用例として藻類総個体数の例を示す。

沈降、動物プランクトンの捕食による増減は無視できるとし、 $\mu - k_d$ で表されるみかけの増殖速度 $\hat{\mu}$ が地点ごとの $AGR_6^M$ によって変化するとした。すなわち $\hat{\mu}$ が $AGR_6^M$ の確率分布として第I編図1—23のごとく表されるとした。昭和58年8月23日の実測値を初期条件として与え2日後の分布予測を行った。湖流条件としては北東風 $1.6m/s$ が定常的に吹くと仮定した。図1—10が実測値 ((a)は初期条件)を示し、図1—11は計算結果を示す。沈降、捕食など現象に関係する要因を考慮に入れていないために全般的に予測値は高めにでているがパターンについては概略再現しえていると言える。

### 1.5. 結語

遷移確率マトリクスによる単純マルコフモデル及びMonte-Carlo シミュレーションによる一般マルコフモデルを提示し、藻類動態の確率論的予測を行った。マルコフモデルについては、藻類の面的遷移確率を到達確率、増殖確率に分離し表現することにより簡単化を行い二次元場への適用を試みた。水域を水理特性がほぼ等質な水域に分割でき、藻類の増

殖過程もみかけの増殖速度  $\hat{\mu}$  で総括的に表せる場合ではマルコフモデルの適用性は高い。しかしながら到達確率マトリクスの設定、初期条件、境界条件の設定により、予測結果も異なってくるため、これらの設定条件が重要である。

Monte-Carlo シミュレーションによる予測モデルは藻類増殖の基礎式に種々の増殖関連因子を取りこめる点で、異常増殖現象を再現しうるモデルとして注目されるが、シミュレーションは対象水域の分割の程度、時間ステップのとりかたにより計算時間が大きく異なる。有意な精度で結果を得るためのシミュレーション条件についても検討を加える必要がある。

確率論的モデルの予測結果は藻類量の確率分布として得られる。藻類量の確率分布から平均値、変動の指標として例えば標準偏差も計算しうる。さらに、分布より予測値の信頼限界を算定したり臭気原因藻類が予測対象であれば、一定の基準値をこる確率が算定でき藻類出現の可能性を評価できる。例えば、結果として図1—12のような藻類個体数に関する確率分布が得られたとする。水資源管理上、警戒すべき藻類個体数を  $M_c$  とすれば、この分布より  $M > M_c$  なる超過確率が算定しえる。この超過確率は異常増殖の危険性を表現する指標にほかならず、危険度の大小に応じた水源監視、或いは浄水対策をたてることにより、きめ細かな対策を講じることが可能となる。

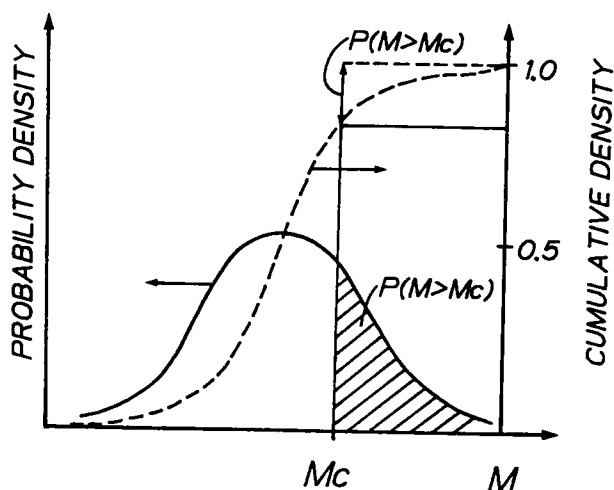


図1—12 藻類量の分布

## 第Ⅱ編第2章

### 湖の量的変動に関する確率予測

#### 2.1. 概説

従来ダム及び湖のように貯水機能を持つ水資源関連施設では、主として「水量」の制御が、管理上の中心的課題であった。ところが近年周辺地域の都市化に起因する富栄養化現象に代表される水質悪化が問題化し、「水質」も管理上重要な位置を占めるに至った。貯水ダムにおける濁水問題、藻類の異常増殖による湖水の着臭問題が代表的な例である。貯水池の「水量」の制御に関しては、従来水文学の進展ともあいまって発展したが、質的な問題に関しては水理現象に加えて、化学的・生物学的な現象を含み複雑なため質的現象の解明はやっと緒についたばかりである。まして、量・質ともに制御・管理する方法論については皆無に等しい現状である。

本研究の究極的な目的は、ダム・湖沼の閉鎖性水域における藻類動態予測の確率論的方法を提示することにあるが、「水質」の問題は「水量」と切り離しては十分ではないことから、貯水池系としては簡単なモデルにより「水量」変動の確率的特性に検討を加える。

#### 2.2. 水量の確率的変動の数理的考察

貯水池系の量的変動に関しては貯水池規模決定に代表される設計・計画上の問題、貯水池操作に関する制御・管理上の問題に大別される。特に後者に着目するが、貯水池制御に関しては確率水文統計学の発展ともあいまって多くの研究事例がみられる。貯水量を確率的に変動するとしてマルコフ過程による定式化をMoran (1954) が行って以来、確率論的なモデルによる貯水池の信頼性評価、最適制御・管理が中心的研究テーマである。以下では従来の研究も参考にしつつ「量」の変動を確率的に評価・予測する方法を検討する。

##### 2.2.1. 貯水池のモデル化と基本的関係の定式化

貯水池を図2-1に示したように、入・出力が単純化された完全混合槽モデルとして取り扱う。貯水池の表面積を $A$ とし、水位を時間的に変動する確率過程として $H(t)$ で表す。ここに $t$ は時間である。時点 $t$ における水位の実現値も簡単のために $H(t)$ で表せば、その

時の貯水量  $V(t)$  は  $A \cdot H(t)$  となる。表面積  $A$  が水位に無関係ならば、水位  $H(t)$  と貯水量  $V(t)$  は全く等価な変数とみなせる。

貯水量  $V(t)$  は  $Q_{in}(t)$  で示される降雨量、流入量及び  $Q_{out}(t)$  で示される放流量または取水量との収支により決定される。すなはち、

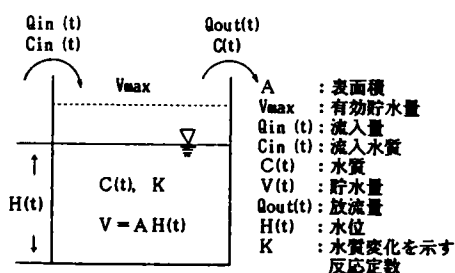


図 2-1 貯水池モデル

$$\frac{dV(t)}{dt} = Q_{in}(t) - Q_{out}(t)$$

2-1

上式を差分表示すると、

$$V(t+\Delta t) = V(t) + Q_{in}(t)\Delta t - Q_{out}(t)\Delta t$$

2-2

$V(t)$ ,  $Q_{in}(t)$ ,  $Q_{out}(t)$  より  $\Delta t$  時間後の貯水量  $V(t + \Delta t)$  が求められる。時間を離散表示して、 $k = t / \Delta t$  と表示する。時点  $k$  の貯水量  $V(k)$  は時点  $k-1$  での貯水量  $V(k-1)$ 、流入量  $Q_{in}(k-1)$ 、放流量  $Q_{out}(k-1)$  より算定される。流入量  $Q_{in}(k)$  は降雨などの自然現象を反映しており、確率現象とみなす方が妥当である。流入量  $Q_{in}(k)$  を図 2-2 に示すような確率密度関数  $f_{in,k}(Q_{in}(k))$  をもつ確率変数とし、月単位でえられているものとする。

2-2 式より  $Q_{in}(k)$  が確率的変動することから、放流量  $Q_{out}(k)$  が確率的変動をするか否かにかかわらず、貯水量  $V(t)$  は確率変数となる。

貯水量  $V(k)$  の確率密度関数を  $f_{v,k}(V(k))$  とするが、貯水量  $V(k)$  は下限 0、上限  $V_{max}$  (貯水池の有効貯水量) の範囲で変動する。貯水量分布では  $V(k) = 0$  となる貯水池が空となる確率 (渇水確率と呼ぶ)、 $V(k) = V_{max}$  となる貯水池が満水となる確率 (満水確率と呼ぶ) が存在するので、貯水量分布を流入量分布と同様なレベルで考察を進めるため、渇水確率  $P_o(k)$ 、満水確率  $P_m(k)$  を以下のように定義する。図で示すと図 2-3 のようになる。

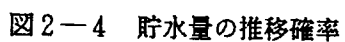
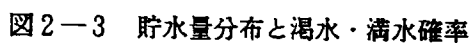
$$P_o(k) = \int_{-\infty}^0 f_{v,k}\{V(k)\} dV(k)$$

2-3

$$P_m(k) = \int_{V_m}^{\infty} f_{v,k}\{V(k)\} dV(k)$$

2-4

ここで  $V_m = V_{max}$  とした。また  $V(k)$  についても一定容量  $\Delta V$  により、離散化し  $V_i(k)$  ( $i = 0, 1, \dots, m$ ) のように表示し、 $V(k)$  ( $i = 1, 2, \dots, m-1$ ) では分離した容量範囲の中央値を代表値とし、その確率を  $P_i(k)$  と表す (図 2-3)。



次に時点  $k-1$  の貯水量  $V_i(k-1)$  から時点  $k$  の貯水量  $V_j(k)$  へ推移する確率（推移確率と呼ぶ） $P_{ij}$  を次のように定義する。

図 2-4 のように  $V_j$  の下限値を  $a$ ，上限値を  $b$  とすると流量収支より，

$$V_i(k-1) + Q_a - Q_{out}(k-1) = a \quad 2-5$$

$$V_i(k-1) + Q_b - Q_{out}(k-1) = b$$

ここで  $Q_a$ ， $Q_b$  は流量収支の条件を満たす流入量に相当することから，放流量が一定ならば推移確率  $P_{ij}$  は流入量  $Q_{in}(k-1)$  の確率密度関数より求められる。

$$P_{ij} = \int_{Q_a}^{Q_b} f_{Q_{in},k}(Q_{in}(k)) dQ_{in}(k) \quad 2-6$$

時点  $k$  に貯水量  $V_i(k)$  をとる確率  $P_{v,i}(k)$  を状態確率  $P(k)$  としてベクトルで表示する。

$$P_v(k) = \begin{bmatrix} P_{v,0}(k) \\ P_{v,1}(k) \\ \vdots \\ P_{v,m}(k) \end{bmatrix} \quad 2-7$$

推移確率もマトリクス表示し  $A_v(k-1 | k)$  のように表示すると，

$$A_v(k-1 | k) = \begin{bmatrix} P_{00} & P_{01} & \dots & P_{0m} \\ P_{10} & P_{11} & \dots & P_{1m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{m0} & P_{m1} & \dots & P_{mm} \end{bmatrix} \quad 2-8$$

時点  $k$  の貯水量の状態確率  $P_v(k)$  は時点  $k-1$  の状態確率  $P_v(k-1)$  及び推移確率マトリクス  $A_v(k-1 | k)$  により求められる。すなわち，

$$P_v(k) = A_v(k-1 | k) P_v(k-1) \quad 2-9$$

時点  $k$  の貯水量分布  $P_v(k)$  は 2-9 式より順次決定しうるが，この場合一般のマルコフ連鎖モデルと異なる点は，推移確率マトリクスが月によって変わることである。また，時点  $k$

の水位 $H_i(k)$ をとる確率 $P_{H,i}(k)$ は水位と一対一に対応するから2-10式で表される。

$$P_{H,i}(k) = P_{v,i}(k) \quad 2-10$$

### 2.2.2. 初期満水確率と初期不足確率

2-9式は時点 $k$ における貯水量分布 $P_v(k)$ が、1時点前の $P_v(k-1)$ より決定されることを示しており、この関係を順次適用することにより、 $k=0$ すなわち初期の貯水量分布 $P_v(0)$ と時点 $k$ の貯水量分布 $P_v(k)$ との関係を得る。すなわち、

$$\begin{aligned} P_v(k) &= A_v(k-1|k) A_v(k-2|k-1) \cdots A_v(0|1) P_v(0) \\ &= \prod_{i=0}^{k-1} A_v(i|i+1) P_v(0) \quad 2-11 \\ &= A_v(0|k) P_v(0) \end{aligned}$$

ここで $A_v(0|k)$ は時点0から時点 $k$ への推移を表す推移確率マトリクスである。上式は、時点 $k$ における貯水量分布が初期貯水量分布 $P_v(0)$ と推移確率マトリクス $A_v(0|k)$ とにより決定されることを表す。ここで推移確率マトリクスが定常性を仮定できる場合には初期の貯水量分布 $P_v(0)$ より、初期満水確率 $P_m(0)$ が求められる。貯水池管理上の評価指標として満水確率及び渇水確率は重要であるが、有効貯水量と貯水量現存量との差で示される不足量も重要である。時点 $k$ の不足量 $C_v(k)$ は、有効貯水量 $V_{max}$ と貯水量 $V(k)$ との差で表される。

$$C_v(k) = V_{max} - V(k) \quad 2-12$$

不足量 $C_v(k)$ の確率密度関数を $f_{cv}(C_v(k))$ とすると、それは貯水量の確率密度関数 $f_{v,k}(V(k))$ より求められる。すなわち、

$$f_{cv}\{C_v(k)\} = \left| \frac{dV(k)}{dC_v(k)} \right| f_{v,k}\{V(k)\} \quad 2-13$$

の関係より、

$$f_{cv}\{C_v(k)\} = f_{v,k}(V_{max} - C_v) \quad 2-14$$

不足量 $C_v(k)$ は $0 \sim V_{max}$ の範囲で変動することから、不足発生確率 $P_d(k)$ は、渇水確率 $P_o(k)$ も考慮して

$$P_d(k) = \int_0^{V_{max}} f_{cv}\{C_v(k)\} dC_v(k) + P_o(k) \quad 2-15$$

また、不足発生確率 $P_d(k)$ は満水状態にない確率でもあることから、満水確率より

$$P_d(k) = 1 - P_m(k) \quad 2-16$$

とも表される。

貯水池管理の点から初期状態  $k = 0$  としては、乾期スタート時点を取るのが一般的であり、乾期スタート時点に満水になっていない確率すなわち、初期不足確率  $P_d(0)$  が一般には 0 ではない。貯水池有効容量  $V_{\max}$  は設計時に乾期スタート時点に満水となっている事を前提としているため、初期不足確率が大きい場合には、計画どおり必要量を放流しえない状況が生じることになる。

### 2.2.3. 初期不足確率の定量法

初期不足確率は貯水池規模  $V_{\max}$ 、人為的管理方法とも密接に関連した値であり、定量化的方法としては

①  $V_{\max}$ 、操作ルールを設定しシミュレーションにより求める。

② 流量変動から直接推定する。

の二つが考えられる。

②の方法について以下検討を加える。貯水池への流入量  $Q_{in}(k)$  の自然変動を図 2—5 のように表す。貯水池からの放流量が需要量  $Q_{out}$  を下回る現象を「水不足」、その水量についてこれを「水不足量」 $C_d$  とすれば、この予期せぬ不足量が上述の初期不足の主たる原因になるものと考えることによって、その発生確率特性を以下のように定量化することが出来る。水不足を特徴づける水不足量  $C_d$  の発生頻度を確率密度関数  $f_{cd}(C_d)$  で表す。一定不足量  $C_c$  の発生確率（超過確率） $P(C_d > C_c)$  は、

$$P(C_d > C_c) = \int_{C_c}^{\infty} f_{cd}(C_d) dC_d \quad 2-17$$

その再現期間  $R_t$  (年) は年間の平均発生回数  $n$  を考慮して

$$R_t = \frac{1}{n P(C_d > C_c)} \quad 2-18$$

以上は単一の水不足が初期不足の主たる原因とみなした時の平均的な結果であるが、連続して発生する水不足が初期不足の主たる原因と考えられる場合にはこの連続する不足量の分布が個々の不足量の和の分布で表され  $m$  回の連続する不足量の確率密度関数のたたみこみで表される。個々の水不足が先と同一の分布  $f_{cd}(C_d)$  に従うならば、 $m$  回の連続した不足量の和  $C_m$  の確率密度関数  $f_{m,cm}(C_m)$  は

$$f_{m,cm}(C_m) = f_{cd} * f_{cd} * \dots * f_{cd} \quad 2-19$$

ここで演算  $*$  はたたみこみを表している。



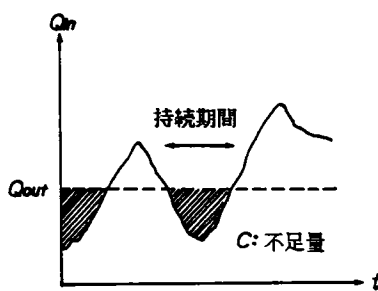


図 2-5 水不足の定義

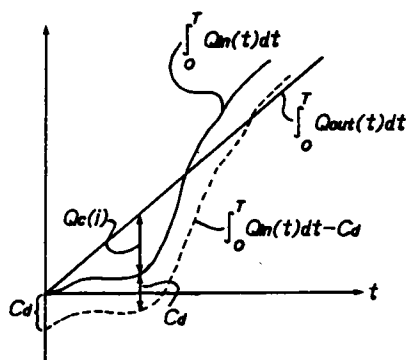


図 2-6 Mass-Curve法と初期不足

先に定義した「水不足」の不足量 $C_d$ は、指数分布で確率表示することができる<sup>1)</sup>。

$$f_{Cd}(C_d) = \alpha \exp(-\alpha C_d) \quad 2-20$$

$m$ 回連続する不足量の和 $C_m$ の分布は指数分布のたたみこみにより確率密度関数は

$$f_{Cm}(C_m) = \frac{\alpha(\alpha C_m)^{m-1}}{(m-1)!} e^{-\alpha C_m} \quad 2-21$$

また、累積分布関数は

$$F_{Cm}(C_m) = 1 - e^{-\alpha C_m} \left\{ 1 + \frac{\alpha C_m}{1!} + \dots + \frac{(\alpha C_m)^{m-1}}{(m-1)!} \right\} \quad 2-22$$

ここに $\alpha$ は指数分布の形状パラメータである。

#### 2.2.4. 初期満水確率を考慮した貯水規模決定法

2-2式で $Q_{in}(t) - Q_{out}(t) < 0$ の場合は不足量 $|Q_{in}(t) - Q_{out}(t)|$ に見合う水量を貯水池から供給する必要がある。一年間を対象期間とした時、初めて不足が生じる時点を $t = 0$ とする。2-1式を時間0～ $T$ の範囲で積分すれば、

$$V(T) = V(0) + \int_0^T Q_{in}(t)dt - \int_0^T Q_{out}(t)dt \quad 2-23$$

右辺第2、第3項は時点 $T$ までの累積流入量、累積流出量である。図2-6のように $Q_{out}(t)$ が一定の場合を考える。従来のMass-Curve法は $\int_0^T Q_{out}(t)dt$ と $\int_0^T Q_{in}(t)dt$ との差が最大となる量をもって第 $i$ 年の年間最大貯水量 $Q_c(i)$ とする。

$$Q_c(i) = \max_T \left\{ \int_0^T Q_{out}(t)dt - \int_0^T Q_{in}(t)dt \right\} \quad 2-24$$

この $Q_c(i)$ は年により変動することからその確率密度関数を $f_{Qc}(Q_c)$ とすると、貯水池容量の信頼度指標として確率年 (Return Period) より、 $T$ 年確率に相当する必要貯水量を求める方法である。

$$Q_{c,T} = \int_{1/T}^{\infty} f_{Qc}(Q_c) dQ_c \quad 2-25$$

Mass-Curve法の主たる問題点としては

(1)初期条件としては満水を仮定している。

(2)年間最大必要貯水量 $Q_c(t)$ の分布を少数資料から推定する。

ことが挙げられる。(2)の問題は信頼度指標として平均的な発生確率として確率年を採用することの適否も関与するが、確率論的な推定の問題に帰着され、資料数を増すことによりある程度解決しうる問題であるのに対し、(1)は先述のように初期に満水にならない確率が存在することからMass-Curve法の致命的欠点とも言える。

いま初期不足量を $C_d$ とすると利用しうる水量は $\int_0^T Q_{in}(t)dt - C_d$ で表され、図上では $\int_0^T Q_{in}(t)dt$ を下方に $C_d$ だけ移動した曲線が得られる。この時年間必要貯水量 $Q'_c(i)$ は $Q_c(i)$ と $C_d$ が独立ならば、 $Q_c(i)$ と $C_d$ の和で表しうる。

$$Q'_c(i) = Q_c(i) + C_d \quad 2-26$$

よって $Q'_c(i)$ はMass-Curve法による年間最大貯水量 $Q_c(i)$ と不足量 $C_d$ の確率密度分布のたたみこみによって求めることが出来る。 $Q'_c(i)$ の確率密度関数  $f_{Q'_c}(Q'_c)$  は

$$f_{Q'_c}(Q'_c) = \int_0^{Q'_c} f_{Q_c}(x) f_{C_d}(Q'_c - x) dx \quad 2-27$$

T年確率の初期不足を考慮した必要貯水量 $Q'_{c,T}$ は、2-25 式で  $f_{Q_c}(Q_c)$  を  $f_{Q'_c}(Q'_c)$  にかえることにより求めることが出来る。

#### 2.2.5. 事例研究

事例として昭和53年に異常渇水が発生した福岡市の上水専用ダムとも言える曲淵ダム（有効貯水量260.8 万 $m^3$ ）をとりあげる。本流域では大正期からの降雨資料、最近8カ年についてはダムへの流入量・貯水量の実績値に関する資料も整備されている<sup>2)</sup>。図2-7は当ダムにおける8カ年の実測値及びタンクモデルによるシミュレーションから4月、6月、8月を例とした貯水状況を図示したものである。この貯水状況を満水との相対値として貯水率で表現し、各月における貯水率の発生確率を表示したのが図2-8である。例えば6月に貯水率0.4を下回る確率は0.175で、再現期間5.7年に一度は発生することを示している。Mass-Curve法に代表される貯水池規模設計法で初期満水確率1.0を前提としているにも拘わらず、上述のように実際は満水とはなりえない可能性が残されている。これを満水からの不足量とその発生確率（初期不足確率）で表示した例が図2-9である。これを初期不足として考えれば必要貯水量はMass-Curve法によって求められる乾期中の予測不足量

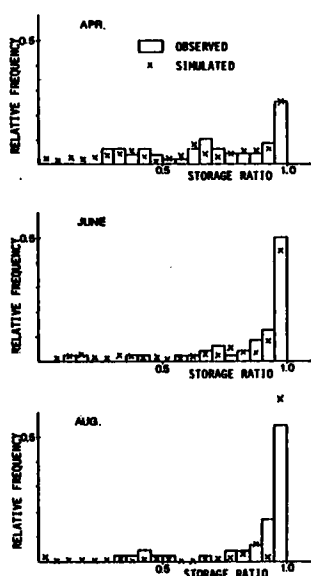


図 2-7 貯水率の頻度分布

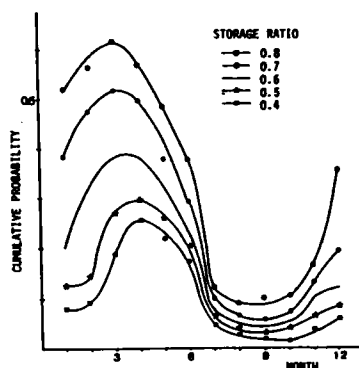


図 2-8 月別貯水率とその発生確率

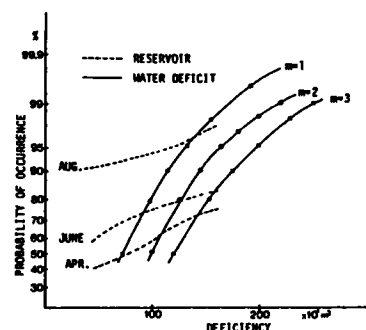


図 2-9 不足量の生起確率

に加えて、この初期不足を補うものでなければならない。しかも再現確率は乾期中の不足の発生確率に加えて初期不足の発生確率をも考慮したものでなければならない。

初期不足確率は貯水池管理方法、具体的には放流ルールにも関連するので予期せぬ自然条件によって発生する初期不足を図 2-5 で定義した『水不足』について検討を加える。先述の 60 年における半旬流入量の全資料から不足量と不足期間の発生頻度を求めたのが図 2-10, 図 2-11 である。いずれも指数分布で近似できるので、その発生特性を確率表示できる。水不足の平均発生回数 9.23 回/年を考慮すれば、例えば 50 万  $\text{m}^3$ 、100 万  $\text{m}^3$  の発生確率はそれぞれ 0.141, 0.020 と求まる。以上は単一の水不足が初期不足の主な原因とみなした時の平均的結果であるが、連続して発生する水不足が初期不足の原因と考える場合には、この連続する不足量の分布が先の指数分布の和の分布として表すことができる (2-21 式)。2-21 式によって連続して発生する不足を表示したのが、図 2-12, 図 2-13 である。同様に図 2-9 中にもその結果を併記している。

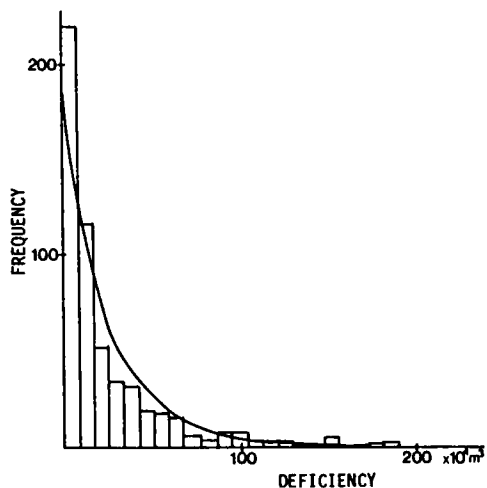


図2—10 不足量の度数分布

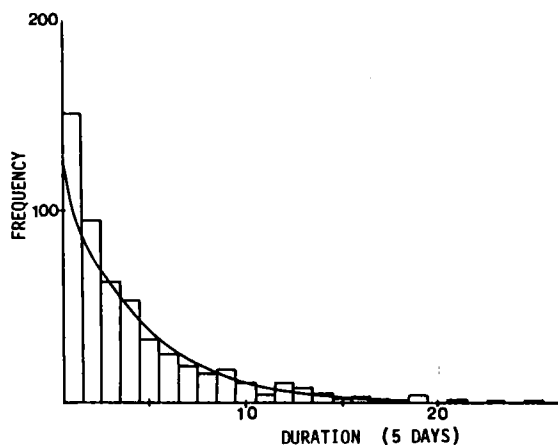


図2—11 持続期間の度数分布

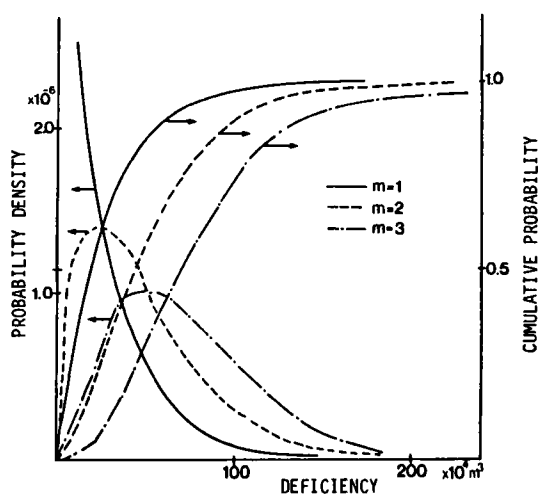


図2—12

連続する水不足の不足量分布

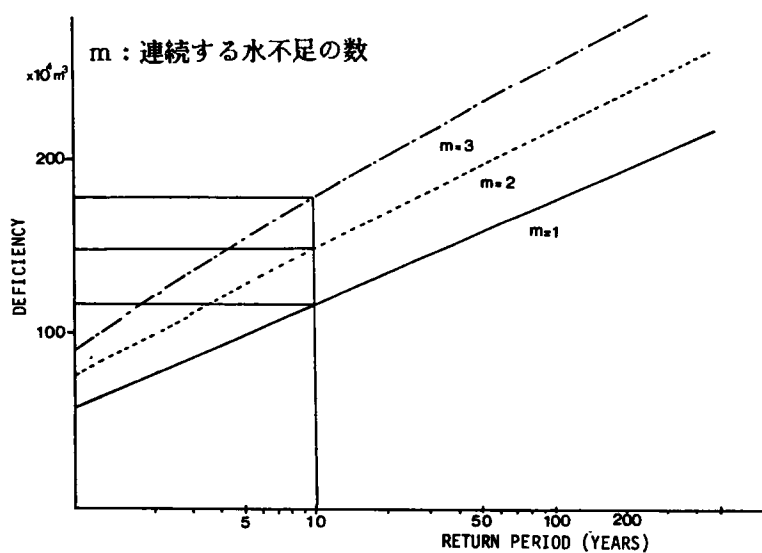


図2—13 連続する水不足量と再現期間

### 2.3. 結語

貯水池の「水量」の確率的変動をマルコフ過程により定式化し、貯水池の容量設計及び制御における問題点を検討した。得られた結果を列挙すれば、

①貯水池の水量変動は流入量及び、放流量の確率分布より状態（貯水量或いは水位）間の推移確率として定式化できる。

②貯水池の容量決定或いは制御と言う従来別箇に検討されてきた貯水池解析は推移確率により統一的に扱いうることを示した。

③容量決定、制御のいずれにおいても、より信頼性の高い解析を行うのに重要な点は流入量、放流量の確率的変動特性を正確に把握すると同時に、貯水池運用の初期条件を考慮に入れる必要があることである。貯水池をシステムとみれば、前者は境界条件、後者は初期条件に相当し、これらの条件がシステムの応答特性を規定することになる。

## 第Ⅱ編第3章

### 時系列資料による藻類動態の初期・境界条件の定量化

#### 3.1. 概説

第1章に提示したマルコフモデルによる湖内の藻類動態の予測では、遷移確率（到達確率、増殖確率）の定量化と同時に初期条件、及び境界条件の設定が重要であることを指摘した。また第2章では湖などの貯水池系における「水量」の変動についての理論的考察から初期条件、境界条件が貯水池の容量設計或いは管理・制御では重要であることを示した。湖生態系を一つの独立した閉じたシステムとみれば、システムの動的挙動を解析・予測するためには、システム自身の動的特性を定量化すると同時に、システムの初期状態、システムの入力条件（境界条件）を設定する必要がある。遷移確率は前者のシステムの動的特性を定量的に表現するものであり、藻類分布の初期状態、及び北湖からの流入藻類量などが後者のシステムの動的挙動を規定する初期・境界条件に相当する。

遷移確率については第Ⅱ編第1章で定量化の方法について検討を加えたので、本章においては初期・境界条件の設定方法について検討を加える。初期・境界条件は定数を与える、或いは確率分布として与える方法、また実測値を与える、或いは推定値を与える方法等、いくつかの方法が考えられる。本章では第1章で提示したマルコフモデルの初期・境界条件の設定方法を検討することを主眼とするが、これらの条件設定では実測値を活用することが、基本的にはモデルの予測精度を向上させると考えられる。マルコフモデルに限定して初期・境界条件として必要な情報の内容と推定方法について整理すると表3-1のようになる。

表3-1 初期・境界条件の設定方法

	初 期 条 件	境 界 条 件
・ 内容	・ 湖内の藻類分布	・ 北湖からの流入藻類量
・ 推定方法	・ 実測値（一定値）  ・ 推定値（一定値） （確率分布）	①現地調査データ ②自動水質観測データ ③浄水場毎日水質データ ④実績値（月平均等） ⑤環境条件より推定

実測値による初期・境界条件の設定が最も信頼性の高い方法であり、(1)現地藻類調査データ、(2)モニタリングデータ、(3)浄水場の毎日観測データの利用が考えられる。しかし、(1)の現地藻類調査では湖内多地点の採水、分析に相当労力、時間を要するため、水源の定期監視を目的として月1回程度の頻度で実施されているのが実情である。また、(2)の湖内水質の常時監視を目的とした水質自動測定装置から、実時間的に得られるデータ（モニタリングデータ）の活用も考えられるが、現在までのところ、観測地点数が少ないこと、藻類量を代表するような水質項目は分析されていないことなどから、未だモニターリングデータをモデルに活用する段階には至っていない。(3)の浄水場の毎日データは、本来浄水原水の水質監視を目的としているが、浄水場が比較的水源に近接している場合は、水源水質のモニタリングデータと考えることもできる。また水質の測定方法がオーソライズされていること、水源の富栄養化が顕在化して以来藻類量の多少を毎日測定していることから、モニタリングデータとしての質・量ともに最も充実した実測資料であると考えられる。

推定値による初期・境界条件の設定では、(4)過去の実績値より、経験的に定数（例えば月平均値）、或いは確率分布（例えば月間分布）として与える方法、(5)比較的簡単に測定でき自動化も容易な水質・水象・気象などの環境要因から推定する方法が考えられる。

(1)の現地調査データの活用については別途第4章で詳述するので、本章では(3)に示した浄水場で測定された、長期にわたる毎日水質データを活用した初期・境界条件の設定方法について検討を加える。まず第2節において浄水場で取られた原水水質に関する長期毎日データと湖の水象・気象条件より、特定藻類種の出現確率を定義した上で、藻類出現に影響する環境要因の抽出、及び影響度の定量化をフィルター法なる新たな手法を用いて行う。第3節では、この影響度を「補正係数」と定義し、「補正係数」を活用することにより、環境要因より対象とする藻類種の出現確率、確率分布、すなわち初期・境界条件の予測を行いうる確率論的モデルを提示する。第4節ではこのモデルを用いて、具体的に初期・境界条件を推定する。さらに本モデルを環境要因の時系列モデルと組み合わせることにより藻類出現確率の季節的変動など長期的予測が可能となるが、その適用事例を5節に示す。

### 3.2. 長期資料による藻類変動の時系列的特性分析

藻類の異常増殖は湖の富栄養化を背景とし、季節的に発生の傾向は見られるが突発的に発生し、数日から数週間程度で消滅することが特徴的な現象である。富栄養化現象自体が

複雑な現象であるがために、藻類の異常増殖の決定的な原因に関しては未だ十分に明らかにされていない。しかしながら従来の調査・研究より定性的にはあるが、水温、天候等の発生条件に関する知見も蓄積されつつある。

異常増殖条件については、藻類自体の増殖特性が大きく関与するが、さらに自然水系中の藻類の挙動を考えると藻類をとりまく水質・水象・気象条件等の環境要因との相互作用も極めて重要である。これらの環境要因と藻類との関連性については分析しうる量・質ともに十分なデータが乏しかったこと、有効な解析手法がなかったことなどの理由で、定性的、経験的な知見にとどまっていたと考えられる。本節では自然水中での藻類増殖量を出現確率として定量的に表した上で、長期にわたる藻類、水質、水象、気象毎日データを活用し藻類と環境要因との関連性について探る。

分析に用いた資料は京都市蹴上浄水場原水の毎日試験データ<sup>1)</sup>及び三保ヶ崎水象・気象データ<sup>2)</sup>である。蹴上浄水場での水道原水は琵琶湖疏水により導水される琵琶湖南湖の湖水であるから、原水の水質試験データは疏水取水口付近の水域での水質・藻類量を代表していると考えられる。分析対象とした項目は、種別藻類個体数、水温、色度、PH、NH<sub>4</sub>-N、過マンガン酸カリウム消費量、臭気T0（原水、ろ水、給水）、天候、風向・風速、降雨量、水位、日射量、放流量である。いずれの項目も日データであり、また資料期間は昭和45年から昭和58年の14年間である。

### 3.2.1. 藻類の出現確率の定量化

湖水に異臭味をつける原因藻類としてはAnabaena macrospora（カビ臭）、Phormidium tenue（墨汁臭）、Uroglana（生ぐさ臭）が挙げられる。長期資料よりこれらの藻類種の出現状況を超過確率として示すと図3-1のようになる。超過確率はデータ数を確保するため毎日データを週単位に集めた上で計算をおこなった。いま藻類個体数 $M$ がある一定数 $M_c$ を超える確率 $P(M > M_c)$ を $M_c$ 以上の個体数の「出現確率」と呼び、特に $M_c = 0$ なる時の確率を単に出現確率と便宜上呼ぶことにする。一般に水質濃度では正規分布、対数正規分布等の単峰型の確率分布で表現されるのにならして、特定の藻類種を対象とし、年間の藻類量分布をとると、藻類量0の場合も起こりうるものが藻類量データの分布の特徴である。

図3-1(a)~(c)はUroglana、Anabaena、Phormidiumの出現確率を分析対象とした3月~10



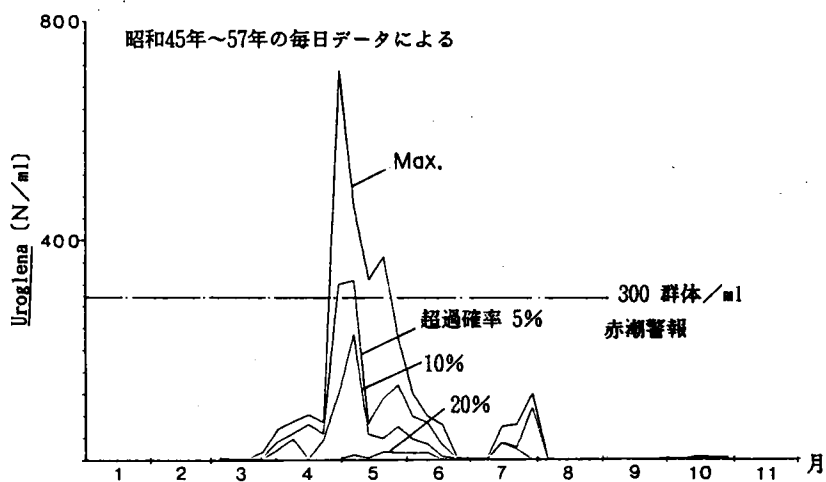


図 3-1(a) Uroglena の出現確率

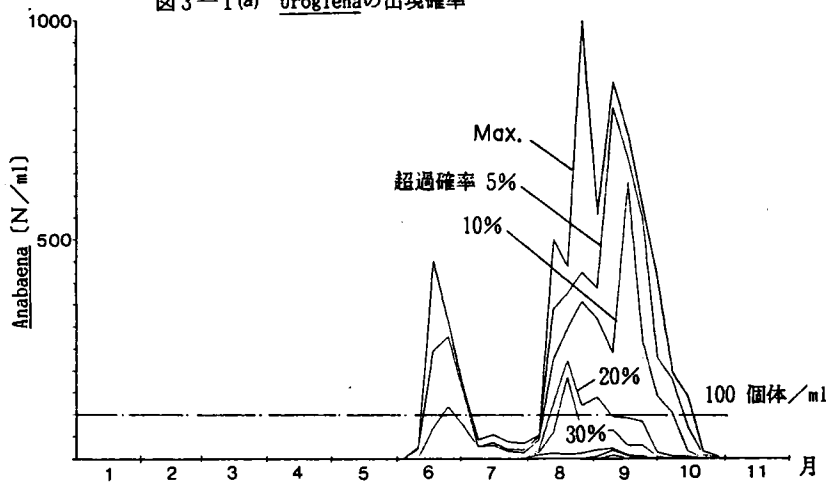


図 3-1(b) Anabaena の出現確率

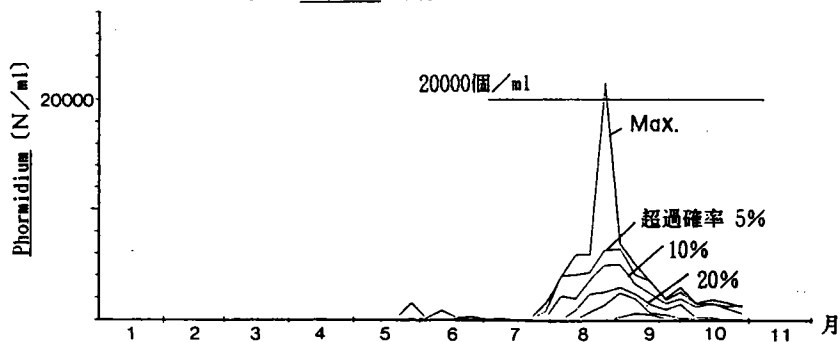


図 3-1(c) Phormidium の出現確率

月について示したものである。

#### (1)Uroglena

Uroglenaは3月下旬から7月下旬及び10月に出現しており、最も出現確率が高くなるのが4月下旬から5月下旬にかけてである。滋賀県ではUroglena群体数が300 群体/mlを越えると淡水赤潮警報を発するが、4月下旬～5月上旬では超過確率5%値が300 群体/mlを越えている。また10%値が250 群体/mlであるから、この時期に300 群体/ml程度の淡水赤潮が発生する確率は約10%、すなわち10年に1回程度であると推論できる。

#### (2)Anabaena

図3-1(b)はAnabaenaの出現確率である。Anabaenaは6月～10月に出現し6月及び8～9月にピークをもち、7月は出現確率が小さい特徴がみられる。AnabaenaもUroglenaと同様一定個体数以上の出現が、浄水処理の臭気対策の点から重要であり、規準個体数として100 個/mlをとると8月の中、下旬では超過確率30%値がこの規準値を越えていることからこの時期では3年に1度は100 個/mlを越えることを意味している。

#### (3)Phormidium

図3-1(c)はPhormidiumの出現確率を示したものであり、Uroglena、Anabaenaと異なり出現個体数が非常に大きく、最大値で見ると8月下旬に20000 個/mlを越えている。出現のピークは8月下旬に見られ2000個/mlを規準とすると、この時期では超過確率40%値がこの規準を越えほぼ2年に1回は2000個/mlを越えるPhormidiumが発生すると推論できる。

以上からAnabaenaとうの異臭味水原因藻類の平均的な出現特性として、①藻類の種類により出現時期が異なること。また、②出現しても一定個体数以上の出現確率も異なり、いわゆる異常増殖現象が4、5月及び8、9月の両期間に生じやすく、逆に6、7月は原因藻類は出現しても異常増殖までには至らないことが指摘できる。

### 3.2.2. 藻類増殖の影響要因の同定と定量化

藻類の異常増殖には多くの要因が関与することが指摘されているが、ここでは長期の資料を活用し影響要因の抽出、及び影響度の推定を試みる。影響要因を抽出する具体的方法としては以下の2つの方法による。

#### ①多変量解析法（数量化理論）

#### ②数値フィルター法（3.2.3.を参照）

多変量解析法としては種々の環境要因を独立変数、原因藻類を従属変数とする重回帰分析が第一に考えられるが、予備的な検討を行った結果、重回帰式による説明力が小さかった。このことと併せて影響要因として天候、風向などの分類尺度で表される変数をも検討対象とするために分類尺度を対象とした判別分析に相当する数量化Ⅱ類の適用を行った。

数量化Ⅱ類は分類尺度をもつ独立変数により、同じく分類尺度をもつ従属変数に変動を説明する方法である<sup>3) 4)</sup>。独立変数、従属変数は何段階かのカテゴリーに分類されている場合、従属変数Yは独立変数xにより、次式のように表される。

$$Y_i = \sum_j \sum_k \delta_{ijk} x_{jk} \quad (j=1,2,\dots,r; k=1,2,\dots,k_j) \quad 3-1$$

ただし  $\delta_{ijk} = 1$  ケース i が変数 j のカテゴリー k に該当する時  
 $= 0$  そうでない時

r : 独立変数の数

$k_j$  : 独立変数 j のカテゴリー数

また各ケース i は各変数のどれか一つのカテゴリーに該当していなければならないから、

$$\sum_{kj} \delta_{ijk} = 1 \quad 3-2$$

3-1 式を次式に示す相関比  $\eta^2$  が最大になるように  $x_{jk}$  (カテゴリー得点) を求める。相関比  $\eta^2$  は式のあてはまり具合の良さを示す指標である。

$$\eta^2 = \frac{\sigma_T^2}{\sigma_B^2} = \frac{Y \text{ の全分散}}{\text{グループ間分散}} \quad 3-3$$

藻類として Anabaena を取り上げその変動を環境要因 (独立変数) で説明する。要因として取り上げた水質・水象・気象変数を表 3-2 に示した。表には各要因の区分範囲 (カテ

表 3-2 とりあげた環境要因 (数量化Ⅱ類)

カテゴリー		1	2	3	4	5
	Anabaena	0 N/ml	~ 50	~ 100	~ 300	300 ~
1	水温	~ 15 °C	~ 20	~ 25	~ 30	30 ~
2	PH	~ 7.5	~ 8.0	~ 8.5	~ 9.0	9.0 ~
3	NH <sub>4</sub> -N	~ 0.025 mg/l	~ 0.05	~ 0.075	~ 0.10	0.10 ~
4	天候	晴	曇	雨	雪	
5	風向	1: 北 2: 北東	3: 東 4: 南東	5: 南 6: 南西	7: 西 8: 北西	
6	風速	0.0m/秒	~ 0.5	~ 2.5	~ 5.0	5.0 ~
7	気温	~ 15 °C	~ 20	~ 25	~ 30	30 ~
8	雨量	0 mm	~ 5	~ 25	~ 50	50 ~
9	平均濁度	~ 5 度	~ 10	~ 20	~ 30	30 ~
10	二保ヶ崎 水位	~ 0.0 cm	~ 10	~ 25	~ 50	50 ~
11	日射量	~ 100 cal/cm <sup>2</sup>	~ 200	~ 300	~ 400	400 ~
12	放流量	~ 10 m <sup>3</sup> /秒	~ 50	~ 100	~ 200	200 ~

表 3-3 数量化Ⅱ類の結果 (Anabaena)

変 数	カテゴリー	カテゴリー得点					数 値	レンジ 順位	偏相関 係数
		-1.0	-0.5	0	0.5	1.0			
1.水温	① ~ 15						-0.246	1.356 (1)	0.375
	② ~ 20						-0.219		
	③ ~ 25						-0.245		
	④ ~ 30						0.475		
	⑤ 30~						1.110		
2.PH	① ~ 7.5						-0.171	1.222 (2)	0.351
	② ~ 8.0						-0.043		
	③ ~ 8.5						0.217		
	④ ~ 9.0						0.912		
	⑤ 9.0~						1.051		
3.NH <sub>4</sub>	① ~ 0.025						-0.289	0.391 (8)	0.067
	② ~ 0.050						-0.021		
	③ ~ 0.075						0.027		
	④ ~ 0.100						0.102		
	⑤ 0.10~						-0.166		
4.天候	① 晴						0.046	0.595 (7)	0.066
	② 曇						-0.032		
	③ 雨						0.038		
	④ 雪						0.563		
5.風向	① 北						-0.077	0.364 (9)	0.117
	② 北東						0.014		
	③ 東						0.103		
	④ 南東						-0.174		
	⑤ 南						-0.094		
	⑥ 南西						-0.044		
	⑦ 西						0.241		
	⑧ 北西						0.267		
6.風速	① 0						-0.328	0.359 (11)	0.035
	② ~ 0.5						0.019		
	③ ~ 2.5						-0.011		
	④ ~ 5.0						0.031		
	⑤ 5.0~						-0.139		
7.気温	① ~ 15						0.054	1.067 (3)	0.176
	② ~ 20						-0.260		
	③ ~ 25						-0.027		
	④ ~ 30						0.200		
	⑤ 30~						0.807		
8.雨量	① 0						0.009	0.332 (11)	0.058
	② ~ 5						-0.068		
	③ ~ 25						0.027		
	④ ~ 50						-0.045		
	⑤ 50~						0.264		
9.平均 濁度	① ~ 5						-0.196	0.919 (5)	0.238
	② ~ 10						0.174		
	③ ~ 20						-0.153		
	④ ~ 30						-0.746		
	⑤ 30~						-0.295		
10.水位	① ~ 0						0.587	0.943 (4)	0.438
	② ~ 10						-0.019		
	③ ~ 25						-0.356		
	④ ~ 50						-0.298		
	⑤ 50~						0.009		
11.日射 量	① ~ 100						-0.087	0.143 (12)	0.049
	② ~ 200						0.038		
	③ ~ 300						0.056		
	④ ~ 400						-0.019		
	⑤ 400~						-0.008		
12.放流 量	① ~ 10						-0.427	0.780 (6)	0.348
	② ~ 50						0.353		
	③ ~ 100						-0.308		
	④ ~ 200						-0.134		
	⑤ 200~						-0.220		

ゴリー) も併記している。表3—3は数値化Ⅱ類適用の結果をカテゴリー得点、レンジ、偏相関係数について一覧としたものである。あてはまりの良さを示す相関比は $\eta^2=0.64$ であり、取り上げた全ての要因によりAnabaenaの変動の約64%を説明できることを示している。表3—3第2欄は各変数のカテゴリー別の得点を示したもので、得点の絶対値が大きい程Anabaenaに対する影響が顕著であるとみなしうる。また得点の符号は+は正、-は負の相関があることを示している。各変数間の影響度の大小を比較するためには、個々のカテゴリー得点よりも最大値と最小値の差(レンジ)に注目したほうがよい。変数ごとのレンジを表3—3第3欄に示し、併せて変数間の順位も示している。レンジの数値が影響度の大きさを示しており、水温の影響が最も大きいことを示している。カテゴリー得点で見ると、30℃以上のカテゴリー得点が1.110、25℃～30℃で0.475と順次低くなっており水温とAnabaenaに正の相関性があることがよみとれる。各変数の偏相関係数を表3—3第4欄に示した。偏相関係数は各変数とAnabaenaの相関の強さを示すものであり、0.15以上を取り上げると水温、PH、気温、平均濁度、三保ヶ崎水位、放流量となる。これらの変数のうちAnabaenaと正の相関を示すものとしては平均濁度、水位が挙げられる。放流量に関しては、とくに一定の傾向が見られないが、10～50m<sup>3</sup>/sで+、他のカテゴリーで負の値を取っており、放流量が10～50m<sup>3</sup>/sの時Anabaenaが出現する傾向にあることがわかる。

### 3.2.3. 数値フィルターによる影響要因の抽出

図3—1に示した異臭味原因藻類の出現確率は平均的な状況、すなわち種々の環境条件下での値である。そこで環境条件を限定することにより、出現確率を求めこの値と平均的な状況下での出現確率とを比較することにより、原因藻類の出現に影響を与える要因の抽出が可能となると考えた(図3—2)。

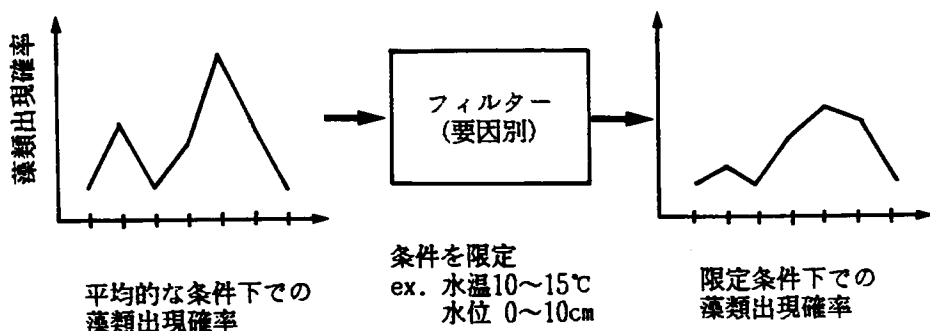


図3—2 数値フィルター法の概要

# (1) フィルターの種類とその特性

藻類異常増殖に関与すると考えられる環境要因として長期資料の水質・水象・気象要因を取り上げる。これらの要因をひとつ或いは複数変動範囲を限定することにより、フィルターリングを行った。フィルターとしては、次の4種類を検討した。

## ①一定範囲フィルター

## ②先行条件を考慮したフィルター

## ③変動範囲フィルター

## ④多重フィルター

①の一定範囲フィルターはある環境要因を一定範囲に限定するものでフィルターリングの結果得られる藻類の出現確率は次式の条件付き確率で表される。

$$P(y_t > 0) \rightarrow P(y_t > 0 \mid x_{i,t} \leq \bar{x}_i) \quad 3-4$$

一定範囲フィルター

ここに $y_t$ は時点 $t$ における藻類量、 $P(y_t > 0)$ は藻類量 $>0$ となるような出現確率を示す。この出現確率が $i$ 番目の要因 $x_{i,t}$ を一定範囲 $(\underline{x}_i, \bar{x}_i)$ に限定することによって出現確率は $P(y_t > 0 \mid x_{i,t} \leq \bar{x}_i)$ の条件付き確率にかわる。簡単のために $x_{i,t}$ の範囲を下限值、上限値ではなく範囲を表すカテゴリーで示す。すなわち条件付き確率を $P(y_t > 0 \mid x_{i,t} = j)$ 。ここで $j$ は $\underline{x}_i \leq x_{i,t} < \bar{x}_i$ なる範囲を表すカテゴリー番号とする。取り上げた変数とそのカテゴリー区分を表3-4(a)に示した。区分範囲は範囲に入るデータ数にはよらず均等区分を行っている。

②の先行条件を考慮したフィルターの効果は

$$P(y_t > 0) \rightarrow P(y_t > 0 \mid x_{i,t-\tau} = j) \quad 3-5$$

先行条件フィルター

ここで $\tau$ は遅れ時間である。すなわち時刻 $t$ での藻類量 $y_t$ が $\tau$ 時点前の要因の影響を受けるか否かを判断しうる。遅れ時間としては単に $\tau$ 日前の変数値をとることもできるが、ここでは変数の累積的效果をみるために前10日、20日、30日間の累積値及び変動幅を分析対象とした。

累積値の場合

$$P(y_t > 0) \rightarrow P(y_t > 0 \mid \sum_{\tau=1}^T x_{i,t-\tau} = j) \quad 3-6$$

表 3-4(a) 一定範囲フィルターの変数区分

ITEM	CATEG	1	2	3	4	5
1	藻類 M	$0 < M \leq 300$	$300 < M \leq 500$	$500 < M \leq 1000$	$1000 < M \leq 2000$	$2000 < M$ N/ml
2	水温 Tw	$0 < Tw \leq 15$	$15 < Tw \leq 20$	$20 < Tw \leq 25$	$25 < Tw \leq 30$	$30 < Tw$ °C
3	色度 Col	$0 < Col \leq 10$	$10 < Col \leq 20$	$20 < Col \leq 30$	$30 < Col \leq 40$	$40 < Col$ 度
4	濁度 Tur	$0 < Tur \leq 10$	$10 < Tur \leq 20$	$20 < Tur \leq 30$	$30 < Tur \leq 40$	$40 < Tur$ 度
5	pH	$pH \leq 7.5$	$7.5 < pH \leq 8.0$	$8.0 < pH \leq 8.5$	$8.5 < pH \leq 9.0$	$9.0 < pH$
6	$NH_4-N$	$0 < NH_4 \leq 0.01$	$0.01 < NH_4 \leq 0.02$	$0.02 < NH_4 \leq 0.03$	$0.03 < NH_4 \leq 0.04$	$0.04 < NH_4$ mg/l
7	$KMnO_4$	$0 < KMnO_4 \leq 2$	$2 < KMnO_4 \leq 4$	$4 < KMnO_4 \leq 6$	$6 < KMnO_4 \leq 8$	$8 < KMnO_4$ mg/l
8	TO(原水)	$0 < TO \leq 40$	$40 < TO \leq 80$	$80 < TO \leq 120$	$120 < TO \leq 160$	$160 < TO$
9	TO(給水)	"	"	"	"	"
10	TO(ろ水)	"	"	"	"	"
11	風速 W	$0 < W \leq 1$	$1 < W \leq 2$	$2 < W \leq 3$	$3 < W \leq 4$	$4 < W$ m/s
12	気温 Ta	$0 < Ta \leq 15$	$15 < Ta \leq 20$	$20 < Ta \leq 25$	$25 < Ta \leq 30$	$30 < Ta$ °C
13	雨量 R	$0 < R \leq 10$	$10 < R \leq 20$	$20 < R \leq 30$	$30 < R \leq 40$	$40 < R$ mm
14	濁度 Tm'	$0 < Tm' \leq 10$	$10 < Tm' \leq 20$	$20 < Tm' \leq 30$	$30 < Tm' \leq 40$	$40 < Tm'$ 度
15	水位 H	$-1.0 < H \leq -0.5$	$-0.5 < H \leq 0.0$	$0.0 < H \leq 0.5$	$0.5 < H \leq 1.0$	$1.0 < H$ m
16	日射量 L	$0 < L \leq 200$	$200 < L \leq 400$	$400 < L \leq 600$	$600 < L \leq 800$	$800 < L$ cal/cm <sup>2</sup>
17	放流量 Q	$0 < Q \leq 50$	$50 < Q \leq 100$	$100 < Q \leq 150$	$150 < Q \leq 200$	$200 < Q$ m <sup>3</sup> /s
18	異臭味発生	発生有	発生無			

表 3-4(b) 先行条件フィルターの変数区分

\*変化量

期間中の | 最大値-最小値 |

ITEM	CATEG	1	2	3	4	5
1	降雨	前10日 $\Sigma R = 0$	前20日 $\Sigma R = 0$	前30日 $\Sigma R = 0$		
	降雨積算値 [mm]					
2	前10日	$0 < (\Sigma R)_{10} \leq 25$	$25 < (\Sigma R)_{10} \leq 50$	$50 < (\Sigma R)_{10} \leq 75$	$75 < (\Sigma R)_{10} < 100$	$100 < (\Sigma R)_{10}$
3	前20日					
4	前30日					
	気温変化* [°C]					
5	前10日	$0 < \Delta Ta \leq 2.5$	$2.5 < \Delta Ta \leq 5.0$	$5.0 < \Delta Ta \leq 7.5$	$7.5 < \Delta Ta \leq 10.0$	$10.0 < \Delta Ta$
6	前20日					
7	前30日					
	水位変化* [cm]					
8	前10日	$0 < \Delta H \leq 10$	$10 < \Delta H \leq 20$	$20 < \Delta H \leq 30$	$30 < \Delta H \leq 40$	$40 < \Delta H$
9	前20日					
10	前30日					
	放流量変化* [m <sup>3</sup> /s]					
11	前10日	$0 < \Delta Q \leq 50$	$50 < \Delta Q \leq 100$	$100 < \Delta Q \leq 150$	$150 < \Delta Q \leq 200$	$200 < \Delta Q$
12	前20日					
13	前30日					

$$\tau = 10, 20, 30 \text{日}$$

変動幅の場合

$$P(y_t > 0) \rightarrow P(y_t > 0 \mid \Delta x_{i,T} = j) \quad 3-7$$

$$\Delta x_{i,T} = (x_{i,t-1} - x_{i,t-T}), T = 10, 20, 30 \text{日}$$

取り上げた変数及び区分を表3-4(b)に示した。

③の変動幅フィルターは環境条件の季節的変動を考慮に入れたもので、先の一定範囲フィルターが全年をとうし区分が固定しているのに対し、変動幅フィルターでは変数の季節的特性、具体的には月間分布をもとにフィルターリングするものである。変数の月間分布が図3-3に示されるような正規分布で表されると仮定した上で、次のように区分を行った。

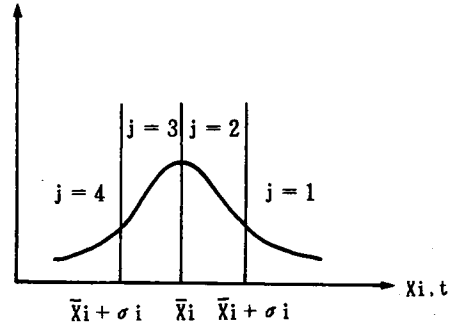


図3-3 変数  $X_{i,t}$  の月間分布  
( $\bar{X}_i$  : 月平均,  $\sigma_i$  : 標準偏差)

$\bar{X}_{i,k} + \sigma_{i,k} \leq X_{i,k}$	の時 $j = 1$	
$\bar{X}_{i,k} \leq X_{i,k} < \bar{X}_{i,k} + \sigma_{i,k}$	の時 $j = 2$	3-8
$\bar{X}_{i,k} - \sigma_{i,k} \leq X_{i,k} < \bar{X}_{i,k}$	の時 $j = 3$	
$X_{i,k} < \bar{X}_{i,k} - \sigma_{i,k}$	の時 $j = 4$	

ここで  $\bar{X}_{i,k}$ ,  $\sigma_{i,k}$  は第  $i$  要因、第  $k$  月の平均値及び標準偏差である。

④の多重フィルターは①～③の各フィルターを任意に重畳させるものである。

$$P(y_t > 0) \rightarrow P(y_t \mid z_1=j_1, z_2=j_2, \dots, z_n=j_n) \quad 3-9$$

多重フィルター

ここで  $z_i$  は  $x_{i,t}$ ,  $\Delta x_{i,T}$  等を表している。

(2) フィルターリングの例

フィルターリングの対象として Anabaena の出現確率を取り上げる。環境要因の制約がない平均的な状況下での Anabaena 出現確率を図3-4に示す。この際確率計算は月単位で行っているが、参考のために旬単位の値を併せて示している。これはフィルターをかけることにより確率計算時のサンプル数が減少することを避けるためであるが、多重フィルターの場合には、多重度が高いと極端にサンプル数が減少する。



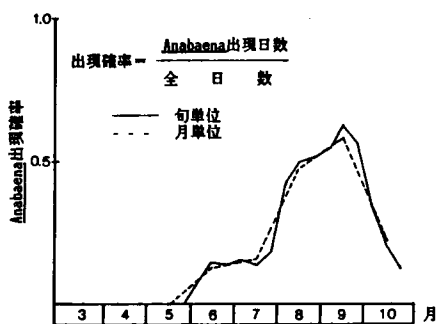


図3-4 Anabaenaの出現確率

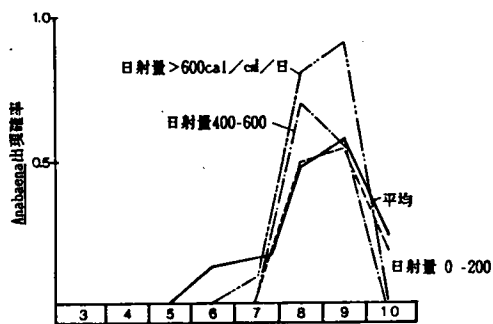


図3-6 一定範囲フィルター (日射量)

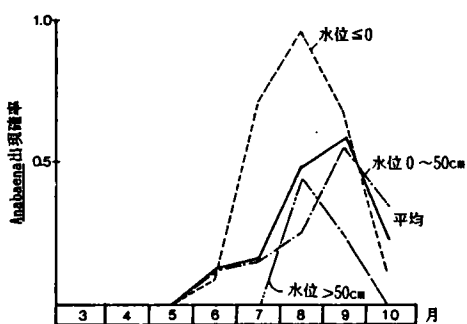


図3-5 一定範囲フィルター (水位)

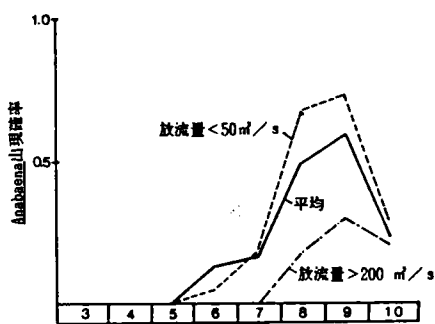


図3-7 一定範囲フィルター (放流量)

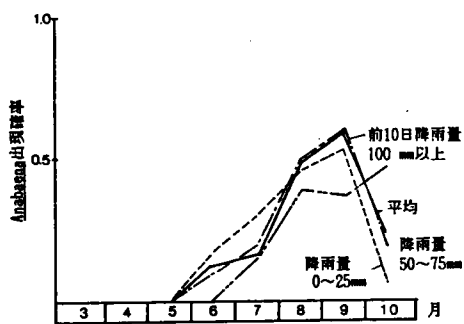


図3-8 先行条件フィルター (降雨量)

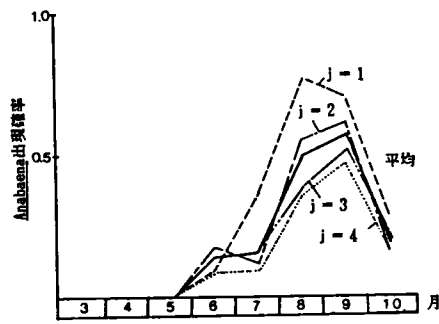


図3-10 変動範囲フィルター (水温)

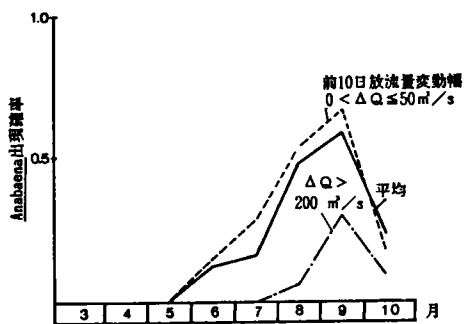


図3-9 先行条件フィルター (放流量)

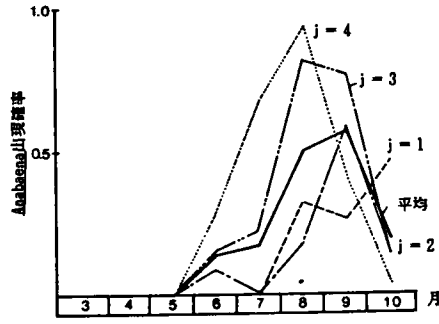


図3-11 変動範囲フィルター (水位)

図3—5～がフィルターリングの結果を例示したものである。以下特徴について列挙する。図3—5は水位を一定範囲フィルターとした場合である。水位が0 cm以下で7, 8月のAnabaena出現確率は非常に高くなり、水位の低下がAnabaenaの増殖に大きく関与していることを示唆している。また逆に水位が50cm以上になると出現確率は全般的に減少することがわかり、Anabaena と水位に負の相関がみられることを示しており、先の多変量解析の結果とも一致している。図3—6は日射量を取り上げたもので、日射量が600cal/cm・日と非常に高い8, 9月で確率が大きくなっているが、6, 7, 10月では逆に確率は減少している。図3—7は放流量に関してであるが、放流量が50m<sup>3</sup>/s以下で8, 9月で出現確率が約0.1 増加するが放流量が200 m<sup>3</sup>/sを越す場合には約0.3 減少する。すなわち8, 9月ではAnabaena出現と放流量に関しては強い負の相関がみられる。

図3—8は先行条件を考慮したフィルターの例であり、前10日の積算降雨量を取り上げている。100 mm以上では10月を除いて出現確率が減少するのに対して10月では逆に0.2 増加しており、同じ降雨量でも月によってAnabaena出現からみると影響度が異なることを示唆している。図3—9は前10日の放流量変動幅に応じてフィルターをかけたもので、前10日の変動が200 m<sup>3</sup>/sを越えるような時には、全般的に出現確率は減少することを示している。

図3—10, 11は変動幅フィルターの例で各々水温、水位である。水温では  $j = 1$ , すなわち水温が月平均 + 1 標準偏差を越える値をとる時にAnabaenaの出現確率は6月を除く各月で上昇し、とくに8月では約0.4 増加する。すなわち夏期の水温が月平均に比べ高い時にはAnabaenaが出現しやすく、異常増殖も生じ易いことを示唆している。こうした特徴は一定範囲フィルターでは把握出来ず、季節的な影響を考慮に入れた変動幅フィルターの利点とも言える。図3—11は水位の例である。水位が月平均以下に低下するとAnabaenaの出現確率は増加する。水位は降雨、北湖、河川からの流入による自然条件、放流量などの人為的条件により影響を受けるため、水温のような明確な季節的変動は見られない。このため水位の場合は先に示した一定範囲フィルターによる結果と似た結果となっている。

以上は各フィルターを個々の変数に適用した例をいくつか示したものであるが、さらにこれらのフィルターを組合せることにより、変数の複合的な影響を把握することが可能となる。図3—12はその一例である。水位が0cm 以下と前10日の積算降雨量が少ない場

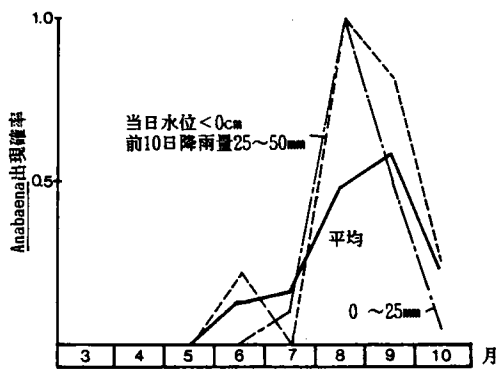


図3-12 マルチフィルター (水位+ 降雨量)

合についての結果である。水位が0cm 以下となり、前10日間の降雨量が0 ~50mmの状況ではAnabaenaの出現確率は8月では0.50から1.0 に上昇し、こうした状況では確率から判断すると必ずAnabaenaは出現することを示している。ただ、多重フィルターの場合、確率計算に用いるサンプル数が極端に減少することもありうるので、サンプル数も加味したうえで結果を判断することが必要となる。ここではサンプル数10を出現確率の妥当性を判定する際の目安とし、とくにサンプル数5以下で得られた確率は参考値とした。

### (3) フィルターリングと補正係数

フィルターリングの結果は、いずれかの環境要因を一定とした時の条件付き藻類出現確率を表すから、その値を平均的な出現確率で割ることにより、環境要因の影響力を推定できる。この条件付き出現確率と平均的な出現確率との比を、『補正係数 $h_i(j)$ 』と呼び、次式で定義する。

$$\begin{aligned}
 \text{補正係数 } h_i(j) &= \frac{\text{ある環境要因を一定範囲に限定した場合の藻類出現確率}}{\text{平均的な藻類出現確率}} \\
 &= \frac{P(y_t > 0 \mid x_{1,t} \leq x_{1,t} < \bar{x}_1)}{P_0} \\
 &= \frac{P(y_t > 0 \mid x_{1,t} \leq x_{1,t} < \bar{x}_1)}{P(y_t > 0)}
 \end{aligned}
 \tag{3-10}$$

ここで、 $j$ は $x_{1,t} \leq x_{1,t} < \bar{x}_1$ で示される区分を表す(カテゴリ)番号である。また $h_i(j)$ は $i$ 番めの変数がカテゴリ $j$ をとる場合の補正係数である。

補正係数 $h_i(j)$ は1.0 との大小関係により、対象とした環境要因の影響力を定量的に表現している。即ち、

- (1)  $h_i(j) < 1.0$       藻類出現に負の相関的影響あり

(2)  $hi(j) \approx 1.0$  藻類出現に殆ど影響なし

(3)  $hi(j) > 1.0$  藻類出現に正の相関的影響あり

表3—5は、水象・気象条件を表3—4(a)に示すように区分したうえで、それぞれの条件下での月別出現確率を求めたものである。

表3—5 平均的出現確率 (Anabaena)

	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月
全日数	317	311	319	334	343	346	305	309
出現日数	0	0	0	46	59	172	174	60
出現確率	0.0	0.0	0.0	0.14	0.17	0.50	0.57	0.19

さらに前述のように資料数を区分することになるので、当該データ数が5以下のものについてはそれを明示したうえで、各条件区別に補正係数をまとめたのが表3—6（一定範囲フィルターの例）である。表中の値たとえば $\text{NH}_4\text{-N}$ の区分2での7月の値が1.453と表されているのは表3—3(a)で区分表からも分るように、 $0.01\text{ppm} < \text{NH}_4\text{-N} < 0.02\text{ppm}$ のとき、表3—5の7月の平均確率0.17の1.453倍、すなわち0.247となることを示している。このことから明らかなように、表3—6は貴重な資料となっており、水象・気象条件がわかれば、Anabaenaが如何に出現する可能性があるかを定量的に示すことができるようになっていいる。

### 3.3. 初期・境界条件推定のための確率論的モデル

マルコフモデルの初期・境界条件、すなわち湖内藻類分布、北湖からの流入藻類量を推定する方法としては、まず回帰式による予測方法の適用が考えられるが、予測の基礎情報となる基幹観測地点の藻類量を知る必要がある。換言すれば、マルコフモデルの境界条件の将来予測を行うためには、基幹観測地点の藻類量を予測しなければならない。基幹観測地点における藻類量の動態予測には決定論的予測、確率論的予測が考えられ既に第Ⅰ編第4章、第Ⅱ編第1章に既存の研究事例に見られる種々の生態系モデル、水質変化の確率論的モデルが適用しうが、ここでは湖の環境要因の変動に注目した補正係数を活用した予測方法を提示する。補正係数は水質・水象・気象要因を個々に一定範囲に限定した場合の藻類出現確率の変化量を定量化した指標であり、その理論的考察及び具体的定量方法を先

表3-6 *Anabaena*の出現確率(補正係数表示)  
— 定範囲フィルターの場合 —

①水温	区分	3	4	5	6	7	8	9	10月
(1)	0.0	0.0	0.0	--	--	--	--	--	0.0
(2)	0.0	0.0	0.0	--	--	--	--	--	1.717
(3)	0.0	0.0	0.0	0.0	--	--	--	0.0	0.807
(4)	0.0	0.0	0.0	1.075	0.646	0.805	0.376	1.223	
(5)	0.0	0.0	0.0	0.519	1.189	1.009	1.114	--	

②PH	区分	3	4	5	6	7	8	9	10月
(1)	0.0	0.0	0.0	2.274	2.865	1.582	0.032	0.099	
(2)	0.0	0.0	0.0	2.017	1.207	1.245	0.686	0.218	
(3)	0.0	0.0	0.0	0.0	2.448	1.609	1.169	1.639	
(4)	0.0	0.0	0.0	--	2.052	2.012	1.618	2.943	
(5)	0.0	0.0	0.0	--	--	2.012	1.461	--	

③NH <sub>4</sub> -N	区分	3	4	5	6	7	8	9	10月
(1)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	--	
(2)	0.0	0.0	0.0	1.815	1.453	0.355	1.315	0.0	
(3)	0.0	0.0	0.0	0.908	1.615	1.170	1.493	0.245	
(4)	0.0	0.0	0.0	1.210	2.200	1.181	0.938	0.632	
(5)	0.0	0.0	0.0	1.183	1.000	1.265	0.968	1.115	

④風速	区分	3	4	5	6	7	8	9	10月
(1)	0.0	0.0	0.0	1.146	1.325	1.111	1.038	0.995	
(2)	0.0	0.0	0.0	0.720	0.935	1.006	0.949	0.920	
(3)	0.0	0.0	0.0	1.037	0.688	0.843	1.130	1.144	
(4)	0.0	0.0	0.0	1.210	1.203	1.242	0.915	1.030	
(5)	0.0	0.0	0.0	1.980	1.090	0.820	0.526	0.644	

⑤気温	区分	3	4	5	6	7	8	9	10月
(1)	0.0	0.0	0.0	--	--	--	--	--	0.644
(2)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.876	0.527	
(3)	0.0	0.0	0.0	1.536	0.447	0.0	0.807	1.068	
(4)	0.0	0.0	0.0	0.942	1.319	0.772	1.027	2.266	
(5)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.804	1.050	1.102	--	

アンダーライン付数: データ数5以下  
-- のみ: データなし

⑥降雨量	区分	3	4	5	6	7	8	9	10月
(1)	0.0	0.0	0.0	0.833	1.111	0.794	0.876	1.343	
(2)	0.0	0.0	0.0	1.452	0.750	0.875	0.915	1.609	
(3)	0.0	0.0	0.0	0.908	1.090	0.671	1.096	0.736	
(4)	0.0	0.0	0.0	2.178	0.0	1.006	0.526	1.717	
(5)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.969	1.509	1.275	0.0	

⑦平均濁度(湖水)	区分	3	4	5	6	7	8	9	10月
(1)	0.0	0.0	0.0	1.104	1.192	0.958	0.907	0.989	
(2)	0.0	0.0	0.0	0.196	0.211	1.293	1.252	1.166	
(3)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.006	1.127	0.0	
(4)	0.0	0.0	0.0	--	0.0	2.012	0.0	0.0	
(5)	0.0	0.0	0.0	--	0.0	0.0	0.438	--	

⑧水位	区分	3	4	5	6	7	8	9	10月
(1)	0.0	0.0	0.0	--	--	--	--	--	
(2)	0.0	0.0	0.0	0.660	3.876	1.923	1.088	0.385	
(3)	0.0	0.0	0.0	1.065	0.954	0.494	1.041	1.597	
(4)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.257	0.339	0.0	
(5)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.753	0.0	

⑨日射量	区分	3	4	5	6	7	8	9	10月
(1)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.025	1.006	0.779	0.858	
(2)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.401	1.417	1.148	0.817	
(3)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.194	1.609	0.846	0.0	
(4)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.545	1.646	1.594	--	
(5)	0.0	0.0	0.0	--	--	--	--	--	

⑩放流量	区分	3	4	5	6	7	8	9	10月
(1)	0.0	0.0	0.0	0.458	1.151	1.381	1.261	1.207	
(2)	0.0	0.0	0.0	1.098	0.750	0.491	1.586	0.674	
(3)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.876	1.791	
(4)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.779	0.0	
(5)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.575	0.484	--	

に示したフィルター法との関連から考察する。

### 3.3.1. 基礎式

藻類量を確率変数として  $X_1$  とおき、その実現値を  $x_1$ 、 $X_1$  の確率密度関数、累積分布関数を  $f_1(x_1)$ 、 $F_1(x_1)$  とする。水質・水象・気象などの環境要因も確率変数とし  $p-1$  ケ取り上げる。各々  $X_2, X_3, X_4, \dots, X_p$  とし、変数ベクトルを  $X = (X_2, X_3, \dots, X_p)$  とおく。 $X_i$  の確率密度関数、累積分布関数を  $f_i(x_i)$ 、 $F_i(x_i)$  ( $i = 2, 3, \dots, p$ ) と表す。 $p-1$  ケの環境要因が各々一定値を取るときの藻類出現確率は  $X_i = x_i$  ( $i = 2, 3, \dots, p$ ) を取るとき、藻類量が規準値  $M_c$  を越える条件付き確率で表すことができる。すなわち、

$$P(X_1 > M_c | X = x) = \int_{M_c}^{\infty} f(x_1 | x) dx \quad 3-11$$

ここに  $f(x_1 | x)$  は  $X = x$  を取るときの条件付き確率密度関数である。また、 $x$  は  $X$  の実現値  $x_i$  ( $i = 2, 3, \dots, p$ ) を要素とするベクトルである<sup>5)</sup>。確率変数  $X_1, X_2, \dots, X_p$  の確率的変動を支配する多次元分布として、 $p$  次元正規分布を仮定する。すると条件付き確率密度関数  $f(x_1 | x)$  は

$$f(x_1 | x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sqrt{|\Sigma_{11-2}|}} \exp\left\{-\frac{1}{2}[(x_1 - m_1) - \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}(x - m)]' \Sigma_{11-2} [(x_1 - m_1) - \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}(x - m)]\right\} \quad 3-12$$

ここに、

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1p} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{p1} & \sigma_{p2} & \dots & \sigma_{pp} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{(1)} \\ \sigma_{(1)}' & \Sigma_{22} \end{bmatrix} : \text{共分散行列}$$

$m_1$  :  $X_1$  の平均値、 $m = (m_2, m_3, \dots, m_p)$  は平均値ベクトル、 $'$  は縦ベクトルを表す。

$$\Sigma_{11-2} = \Sigma_{11} - \Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1}\Sigma_{21} = \sigma_{11} - \sigma(1)\Sigma_{22}^{-1}\sigma(1)'$$

$$\Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1} = \sigma(1)\Sigma_{22}^{-1}, \sigma_{ij} : X_i \text{ と } X_j \text{ との共分散}$$

$\Sigma_{12}\Sigma_{22}^{-1} = \sigma(1)\Sigma_{22}^{-1}$  は  $X = (X_2, X_3, \dots, X_p)$  に関する  $X_1$  の重回帰係数を表す。重回帰係数の行ベクトルを  $\beta$  とする。

$\Sigma_{11-2}$  は重相関係数  $R^{2_{1-2,3,\dots,p}}$  をもちいて

$$\Sigma_{11-2} = \sigma_{11} - \sigma_{11} R^{2_{1-2,3,\dots,p}} = \sigma_{11}(1 - R^{2_{1-2,3,\dots,p}}) \quad 3-13$$

と表されるので 3-12 式は

$$f(x_1 | x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sqrt{\sigma_{11}(1-R^2_{1 \cdot 2,3,\dots,p})}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \frac{[(x_1 - m_1) - \beta(x - m)]^2}{\sigma_{11}(1-R^2_{1 \cdot 2,3,\dots,p})}\right\} \quad 3-14$$

すなわち重回帰係数  $\beta$  及び重相関係数  $R_{1 \cdot 2,3,\dots,p}$  で  $f(x_1 | x)$  が表される。 $x_1$  を平均  $m_1$ 、標準偏差  $\sqrt{\sigma_{11}}$  で規準化すると、

$$Z_1 = (x_1 - m_1) / \sqrt{\sigma_{11}} \quad 3-15$$

$Z_1$  は平均 0、分散 1 の正規分布に従い、3-11 式は

$$f(z_1 | z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sqrt{(1-R^2_{1 \cdot 2,3,\dots,p})}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \frac{[z_1 - \beta z]^2}{(1-R^2_{1 \cdot 2,3,\dots,p})}\right\} \quad 3-16$$

ここに  $Z = (Z_2, Z_3, \dots, Z_p)$  である。

例えば、 $p = 3$  のときは、

$$f(z_1 | Z_2, Z_3) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sqrt{(1-R^2_{1 \cdot 2,3})}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \frac{[z_1 - \beta_2 Z_2 - \beta_3 Z_3]^2}{(1-R^2_{1 \cdot 2,3})}\right\}$$

となる。説明要因を 1、即ち  $P = 2$  とすれば

$$f(z_1 | Z_2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sqrt{(1-\rho_{12}^2)}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \frac{(z_1 - \rho_{12} Z_2)^2}{(1-\rho_{12}^2)}\right\}$$

と表され、重相関係数  $R_{1 \cdot 2}$  は単相関係数  $\rho_{12}$  に一致する。即ち藻類量  $X_1$  と環境要因  $X$  が多変数正規分布に従う場合では、重回帰係数  $\beta$  と重相関係数を求めることにより、3-15 式により種々の環境条件下における藻類量の確率分布が求められる。

### 3.3.2. 補正関数及び補正係数の導入

藻類量  $X_1$  と環境要因  $X$  が多変数正規分布に従わないような場合では他の多変数確率分布型をとるか、過去のデータより経験的に確率分布を推定する方法が適当であるが多変数正規分布以外では理論的取り扱いが容易な分布はほとんどないことから、後者の経験的な方法が实际的である。最終的に求めたいのは  $f(x_1 | x)$ 、すなわち環境条件  $x$  が一定値をとる場合の藻類量  $x_1$  の確率分布であるから、実測値より直接  $f(x_1 | x)$  を求めることもできる。しかし、とりあげる変数が増加するにつれ、確率分布推定時のデータ数が極端に減少する。そこで補正関数及び補正係数を以下のように定義した上で  $f(x_1 | x)$  を実測値より推定する方法を示す。

藻類量  $X_1$  が規準値  $M_c$  を越える出現確率を  $P_0$  で表す。

$$P_0 = P(X_1 > M_c)$$

3-17

また環境要因 $X_i$ を取り上げ $X_i = x_i$ なる条件のもとに $X_1 > M_c$ となる条件付き確率を $P(X_1 > M_c | X_i = x_i)$ と表し、この条件付き確率を $P_0$ で割ったものを $h_i(x_i)$ と表す。

$$h_i(x_i) = P(X_1 > M_c | X_i = x_i) / P_0$$

$$= P(X_1 > M_c | X_i = x_i) / P(X_1 > M_c)$$

3-18

ここで $h_i(x_i)$ は環境要因 $X_i$ を限定した時の薬類量の出現確率を条件なしの平均的状況下での出現確率で割った値であり、環境要因 $X_i$ の影響力を定量的に表現している。この $h_i(x_i)$ を補正関数と定義する。補正関数 $h_i(x_i)$ を連続関数として実績値より推定することは困難な場合も多いので、 $x_i$ を適当な幅で区間区分した上で、各区間について補正関数を積分した補正係数 $h_i(j_i)$ を定義する。

$$h_i(j_i) = \int_{x_{li}}^{\bar{x}_{li}} h_i(x_i) dx_i = \int_{x_{li}}^{\bar{x}_{li}} P(X_1 > M_c | X_i = x_i) dx_i / P_0$$

3-19

ここで $j_i$ は第 $i$ 要因の区間 $j = (x_{1,j_1}, \bar{x}_{1,j_1})$ であることを示す。補正係数の具体的算定方法についてはフィルター法との関連から、既に第2節に示した。

### 3.3.3. 補正係数を活用した確率論的モデル

環境要因 $X = (X_2, X_3, \dots, X_p)$ が一定値 $x$ をとるとき、薬類量 $X_1$ が規準値 $M_c$ を超過する確率 $P(X_1 > M_c | X = x)$ は多変量正規分布が仮定できる場合では3-14で表される。一方経験的に推定する方法としては

①過去のデータより直接 $P(X_1 > M_c | X = x)$ を求める方法。

②補正係数を活用する方法。

が考えられる。①は取り上げる環境要因数 $p$ が多い時には、確率算定上のデータ数が減少するために信頼性の高い条件付き確率を求めるためには相当多数のデータが必要となる。

②の補正係数を活用する方法は個々の環境要因を固定した条件付き確率 $P(X_1 > M_c | X_i = x_i)$  ( $i = 2, 3, \dots, p$ )により、 $p$ ヶの要因を考慮した $P(X_1 > M_c | X = x)$ を推定しようとする方法であり、加法的に近似するか乗法的に近似するかにより二通りの近似化が考えられる。加法的に近似する方法は、

$$P(X_1 > M_c | X = x) \approx \sum_{i=2}^p \alpha_i \cdot P(X_1 > M_c | X_i = x_i) \quad 3-20$$

ここで $\alpha_i$ は係数であり、 $\alpha_i > 0$ とする。



3-20式右辺を3-18式の補正関数 $h_i(x_i)$ ，或いは3-19式の補正係数を利用して表現すれば

$$P(X_1 > M_c | X = x) = \sum_{i=2}^p \alpha_i \cdot h_i(x_i) \cdot P_0 \quad 3-21$$

$$= \sum_{i=2}^p \alpha_i \cdot h_i(j_i) \cdot P_0 \quad 3-22$$

乗法的に近似する方法は

$$P(X_1 > M_c | X = x) = \prod_{i=2}^p \{P(X_1 > M_c | X_i = x_i)\}^{a_i} \quad 3-23$$

補正関数，補正係数で示せば，

$$P(X_1 > M_c | X = x) = \prod_{i=2}^p \{h_i(x_i) \cdot P_0\}^{a_i} \quad 3-24$$

$$= \prod_{i=2}^p \{h_i(j_i) \cdot P_0\}^{a_i} \quad 3-25$$

補正係数は実際のデータから容易に算定しうるから，3-22，3-25式で係数 $\alpha_i$ 或いは $a_i$ を推定することにより藻類の出現確率 $P(X_1 > M_c | X = x)$ が推定できる。藻類量 $X_1$ の確率密度分布は規準値 $M_c$ を適当にかえて，3-22，3-25式の係数 $\alpha_i, a_i$ を予め算定しておき，規準値 $M_c$ 別の確率 $P(X_1 > M_c | X = x)$ より確率密度を求められる。例えば規準値を $M_c, M'_c (> M_c)$ とすれば， $P(X_1 > M_c | X = x)$ ， $P(X_1 > M'_c | X = x)$ を推定できるから，これらより $M_c < X_1 < M'_c$ なる確率密度 $P(M_c < X_1 < M'_c | X = x)$ を定量化できる。

### 3.3.4. 予測の適用例

上述のように補正係数を活用した藻類出現確率の動的予測にはいくつかの方法がある。ここでは臭気原因藻類としてAnabaena, Phormidium, Uroglanaを取り上げ，その出現確率を補正係数のべきで表現する3-25式を適用した。式中のべき係数 $a_i$ については，以下のように推定した。3-25式において， $M_c$ を一定として時系列データより， $P(X_1 > M_c | X = x)$ 及び補正係数 $h_i(j_i)$ をまず算定する。 $P(X_1 > 0 | X = x) > 0$ のデータを対象とし，3-25式の両辺の対数をとると，3-26式がえられ， $P_0$ としては例えば

$$\log(P(X_1 > 0 | X = x)) = \sum_i a_i \cdot \log(h_i(j_i) \cdot P_0) \quad 3-26$$

月平均出現確率をとると重回帰分析より $a_i$ を決定できる。モデルの適用性を見るために， $a_i$ を決定した後に，環境要因 $x_i$ として実測値を用いて計算した結果を図3-13に示した。(a), (b), (c)は昭和56年を対象期間とし，Uroglana, Phormidium, Anabaenaの予測を行

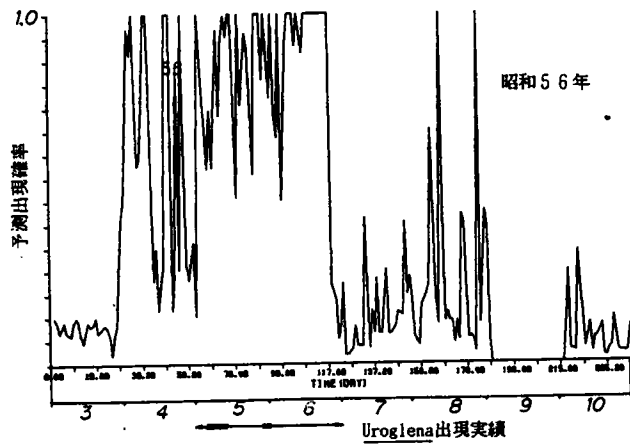


図3-13(a) Uroglena出現確率の予測

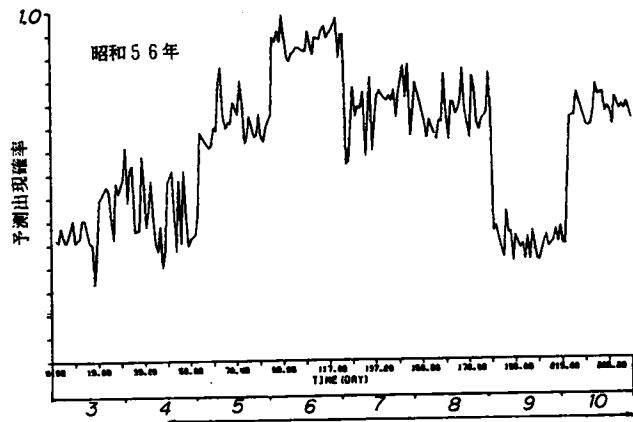


図3-13(b) Phormidium出現確率の予測

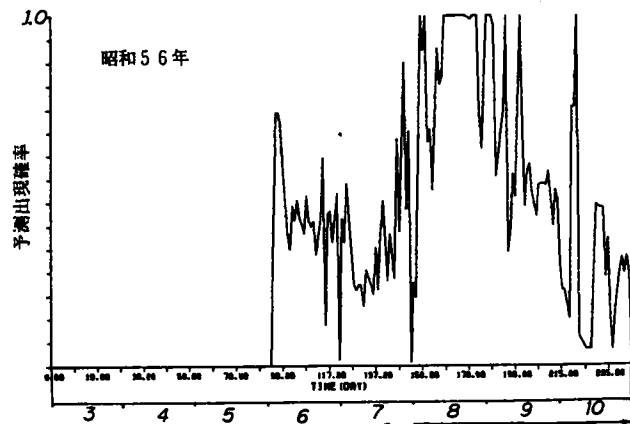


図3-13(c) Anabaena出現確率の予測

った結果である。図中に各臭気原因藻類の出現実績を併記している。予測値では、値の変動が大きいが概して、実測値との対応関係は良好である。ここでの出現確率は水質・水象・気象要因のみから予測しているので、これらの環境要因の組合せが藻類が出現しやすい環境を形成すると考えることができる。

### 3.4. 予測モデルを活用した初期・境界条件の設定

実測値或いは予測モデルによる推定値から、マルコフモデルの初期・境界条件を設定する方法はいくつかの組合せが考えられる。そこで、初期・境界条件の設定がシミュレーション結果にいかに関与するかをいくつかのケースを選んで検討を加えることにした。

#### 3.4.1. 地点間の藻類量（分布）の推定

各地点の藻類量（分布）を地点間の面的相関特性から定量化する方法を以下に示す。いま藻類量を連続的に測定している基幹的な観測地点の  $t = 0$  での藻類量を  $x_0$ 、他地点の藻類量を  $y_i$  とし、各々対数値を取った値  $x'_0, y'_i$  が次式のように表されたとする。

$$y'_i = a_i \cdot x'_0 + b_i \quad 3-27$$

実測値より  $a_i, b_i$  の係数を求めておけば基幹地点の藻類量  $x_0$  より地点  $i$  の平均的な藻類量  $y_i$  が得られ、その推定精度は地点毎に異なり相関係数で表される。地点毎の推定精度の差を考慮するため、 $x'_0, y'_i$  が次式で示すように2次元正規分布に従うとする。

$$f(x'_0, y'_i) = \frac{1}{2\pi \sigma_{x'_0} \sigma_{y'_i} \sqrt{1-\rho_i^2}} \exp\left[-\frac{1}{2(1-\rho_i^2)} Q(x'_0, y'_i)\right] \quad 3-28$$

$$Q(x'_0, y'_i) =$$

$$\left[\left(\frac{x'_0 - m_{x'_0}}{\sigma_{x'_0}}\right)^2 - 2\rho_i \left(\frac{x'_0 - m_{x'_0}}{\sigma_{x'_0}}\right) \left(\frac{y'_i - m_{y'_i}}{\sigma_{y'_i}}\right) + \left(\frac{y'_i - m_{y'_i}}{\sigma_{y'_i}}\right)^2\right]$$

ただし  $m_{x'_0}, \sigma_{x'_0}$  :  $x'_0$  の平均値, 標準偏差

$m_{y'_i}, \sigma_{y'_i}$  :  $y'_i$  の平均値, 標準偏差

$\rho_i$  :  $x'_0$  と  $y'_i$  の相関係数

実測値  $x_0$  を得た時の  $y'_i$  の条件付き確率密度関数は、

$$f_i(y'_i | x'_0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_{y'_i} \sqrt{1-\rho_i^2}} \exp\left\{-\left[\frac{y'_i - m_{y'_i} - \rho_i \sigma_{y'_i} / \sigma_{x'_0} (x'_0 - m_{x'_0})}{\sigma_{y'_i} \sqrt{1-\rho_i^2}}\right]^2\right\} \quad 3-29$$

すなわち平均値  $m_{y'_i} + \rho_i \frac{\sigma_{y'_i}}{\sigma_{x'_0}} (x'_0 - m_{x'_0})$ 、標準偏差  $\sigma_{y'_i} \sqrt{1-\rho_i^2}$  の正規分布となる。

この正規分布を適当に離散化し地点  $i$  の初期条件とすることができる。標準偏差は推定値

の変動を表し、地点  $i$  の藻類量変動を示す  $\sigma y_i$  が大きいほど、また相関係数  $\rho_i$  が小さいほど推定値の予測誤差が増大する。

### 3.4.2. 初期条件の設定方法と予測結果の比較

マルコフモデルの初期条件として、各地点の藻類量を一定値、或いは分布の形で与えることが考えられる。次のような3通りの条件を設定して予測結果と実測値との対応を比較検討する。

①一定値（各地点で同一値）

②一定値（実測値）

③確率分布（基幹的観測地点における実測値から推定した確率分布〔式3—29〕）

Anabaena sp.の異常増殖をみた昭和58年8月30日を初期状態として、4日後のAnabaenaの面的分布を予測した。予測期間中の風向・風速は北東の風1.6 m/sで代表し、その状態での平均的潮流分布より求めた、到達確率を用いた（表1—4）。また、増殖確率はみかけの増殖速度  $\hat{\mu}$  により求められるが、現地Anabaena実測値より1—36式により、推定した各地点別の  $\hat{\mu}$  の平均値及び標準偏差を用いた。マルコフモデルに利用した地点別の  $\hat{\mu}$  の平均値、及び標準偏差を図3—14に示した。

初期条件の差が、結果に如何に影響するかを面的なパターンとして示すと、図3—15のようになる。図には併せて実測値のパターンを示した。さらに実測値との相関を示すと図3—16を得る。一見して単に、各地点とも一律に一定値を初期条件として与えたのでは、有意な予測が不可能なことが読み取れる。②の実測値そのものを与える場合、③基幹的観測地点の実測値より推定した確率分布を与える場合では、後者の確率分布を与えた場合の方が予測の精度は良く、前者では計算値に比べ調査実測値が全体に大きくなる傾向がみられる。

確率分布を初期値として与える時には、地点間の藻類量の相関の程度が、設定する分布の広がりに影響し、相関が良いと分布の広がり小さくなり、究極的には実測値に近づくと考えられ、推定分布の信頼度は高まることになる。相関の悪い場合では、分布の広がりが大きく、平均値より大きな値もある一定の確率をもって設定することになるため、相関の程度により予測結果は変化するが、一般的に言って、実測分布より高めの値が得られると考えられる。

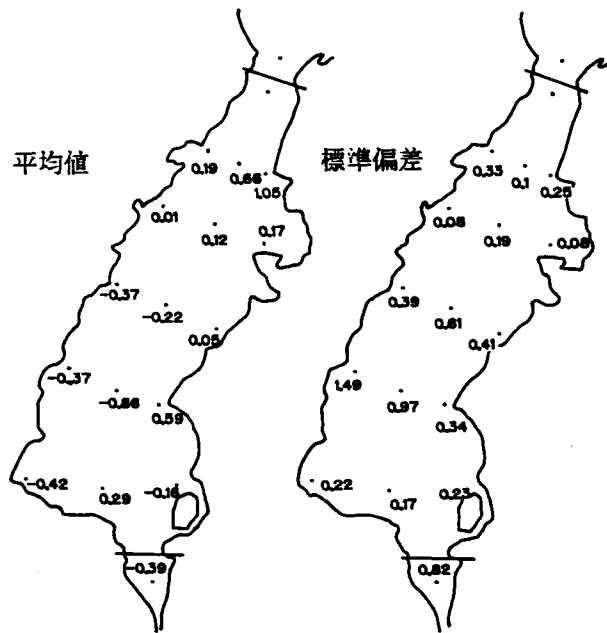


図3—14 初期条件の検討に用いたみかけの増殖速度 $\lambda$ の分布

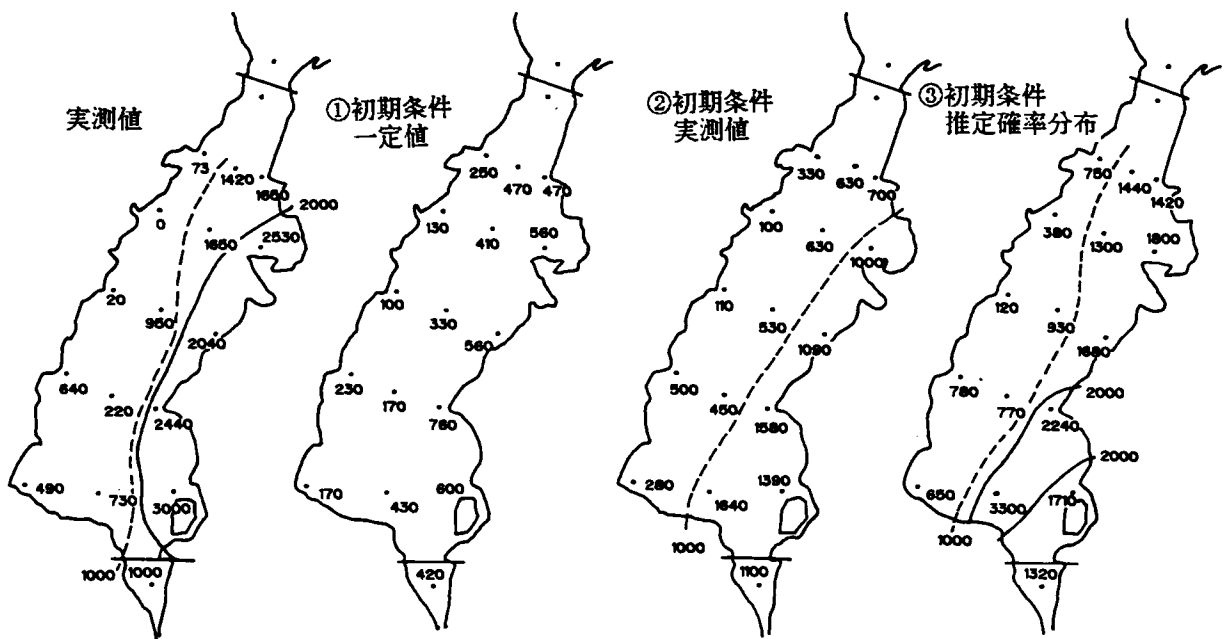


図3—15 マルコフモデルによる予測結果 (4日後)

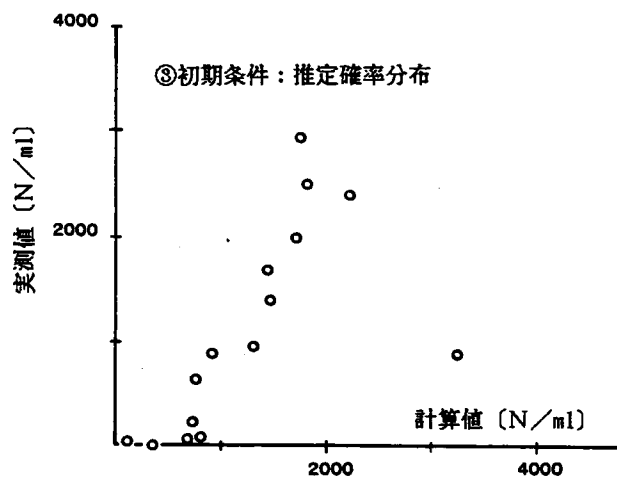
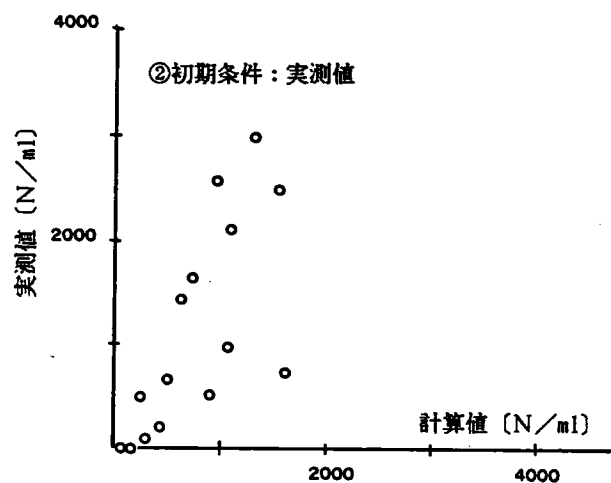
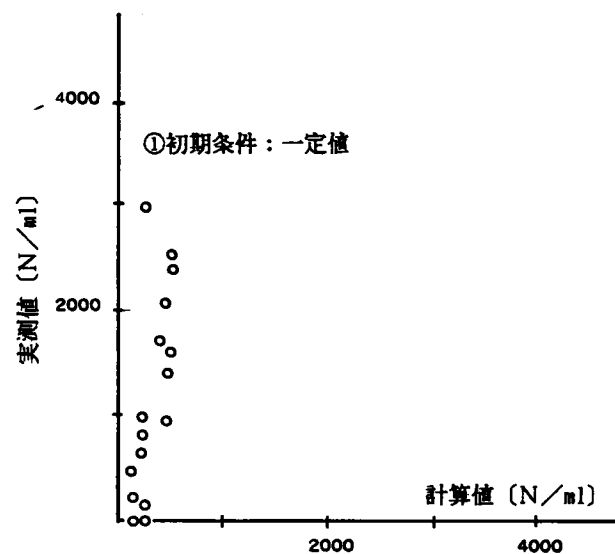


図3-16 計算値と実測値の相関

以上はマルコフモデルの予測結果から得られる期待値に付いて実測値との比較を行ったものである。予測結果は確率分布として得られるので、超過確率、分散などの統計量も算定できる。最も相関の良いケース③について、4日後のAnabaenaの確率分布を累積分布の形で示すと図3—17のようになる。図より分布型は必ずしも正規分布（累積分布ではS形状）ではなく、0で分布が切れ、裾部に尾をひく対数正規分布に近い形状を示すため、標準偏差のような統計量が、分布の広がりを十分代表していない。このため、単に期待値±標準偏差で変動範囲を推定することは適当ではなく、Anabaenaなど異常増殖藻類を対象とする場合には、例えば、一定規準量を越える確率（超過確率）として予測結果を確率表示するほうが適当である。例えば、図で500N/mlを規準とすれば、例示した各地点の超過確率は、0.09, 0.66, 0.76となる。超過確率は一種の信頼度を表現する指標とみることもできるから、その値が高い程、異常増殖の危険性は高くなる。

#### 3.4.3. 境界条件の設定方法と予測結果の比較

以上の検討は、北湖端部分における藻類量を初期状態が継続する、即ち、変化しないという仮定のもとに行ったシミュレーション結果である。次ぎに、境界条件の設定方法の差が如何に、結果に影響するかを次の3ケースを設定して比較検討する。

①北湖端からの流入藻類量は一定値（初期設定値）

②北湖端からの流入藻類量は実測値（スプライン補間値）

③北湖端からの流入藻類量は基幹観測地点における藻類量より推定した確率分布

初期条件の例と同様な条件設定を行い、4日後の結果を比較する。ここで、①は初期条件として与えた値を継続して利用する方法、②は、実測値よりスプライン補間した値を実測値とみなして、境界条件とする方法、③は毎日藻類量に関する情報が得られる、基幹的観測地点より、3—29式により推定した確率分布を境界条件として設定し、時間的に変化させる方法である。

図3—18が予測結果より期待値を算定し、実測値との相関をとったものである。いずれのケースについても特に際立った差異は見られない。Anabaena sp.は現地調査結果より、北湖からの流入はそれ程多くなく、Anabaenaに関するかぎり、南湖湖内での発生が多いと予想される。この点を考慮するとAnabaena sp.の確率予測では北湖からの流入藻類量の影響は、4日後の予測程度ではその結果に余り影響を及ぼさず、むしろ、Anabaenaの発生条

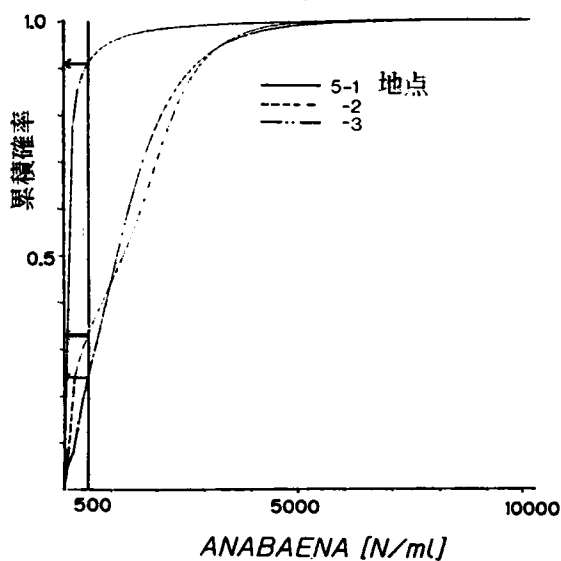


図3-17 結果の累積確率表示

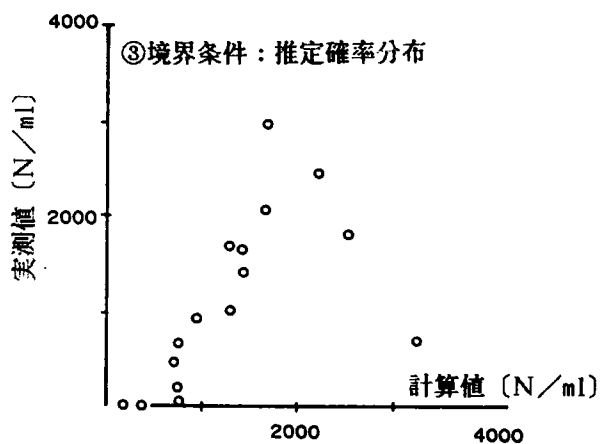
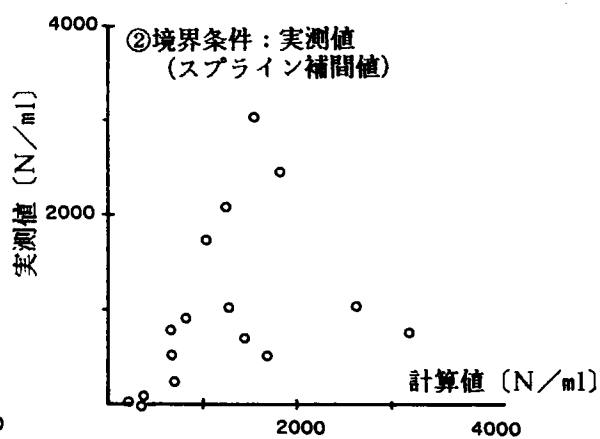
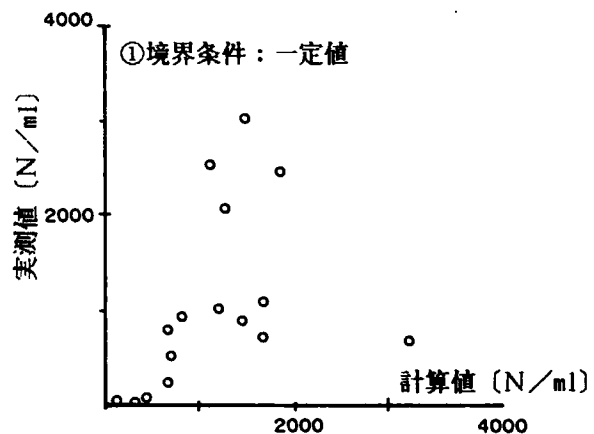


図3-18 計算値と実測値との相関 (境界条件)



件、換言すれば、先述したAnabaenaの初期条件を十分正確に推定する方が、予測の精度を上げるには有効であろうと考えられる。

基幹的観測地点で連続的にAnabaenaなど種別藻類個体数を計測している時には、この観測値より湖内の各地点におけるAnabaenaの藻類量を推定しうる。観測値が得られない場合が、一般に多いがこのような時には、先に示した補正係数によるAnabaena出現確率の予測モデルが活用しうる。すなわち、比較的計測の容易な水質・水象・気象の観測値より、補正係数を算定し、予め求めた予測モデル式に代入することにより、Anabaenaの出現確率を推定することができる。この際、規準とする藻類量 $M_c$ を適当に変化させることにより、Anabaenaの確率分布の概略が求められ、この値を基幹的観測地点の観測値に置き換えることにより初期状態の推定ができることになる。

### 3.5. 時系列予測による藻類出現確率の季節的予測

2節で提示した初期及び境界条件設定のための確率論的モデルは、予測の対象地点が湖の平均的水質を代表していると考えられる場合には、この予測モデルそのものが、藻類動態の確率論的モデルに他ならない。本節ではこのモデルによる将来予測について、具体的に適用例を示し、予測モデルとしての適用性について検討を加える。本モデルは、水質・水象・気象条件などの比較的測定しやすい環境要因の将来値を得れば、予測対象とする藻類種の出現確率 $P(M > M_c)$  或いは確率分布を推定できる。よって湖の環境要因を別途予測できれば、本モデルを活用することにより、藻類の出現確率、さらには確率分布を日単位に、逐次予測することが可能となる。予測プロセスの概要を図3—19に示した。個々の環境要因の将来値を自己回帰積分過程（ARIMA）モデルから推定し、その将来値を補正係数を活用したモデルの入力条件とすることにより、特定藻類種の予測が可能となる。

#### 3.5.1. 環境要因の時系列予測

予測の前段階として水質・水象・気象要因の将来値の推定では例えば水温の季節変動をsin関数などで決定論的に表示する方法が一般的であるが、これらの要因は季節的变化に加えて経年的傾向（トレンド）を含む要因も多く、ここでは既に方法論としては確立され

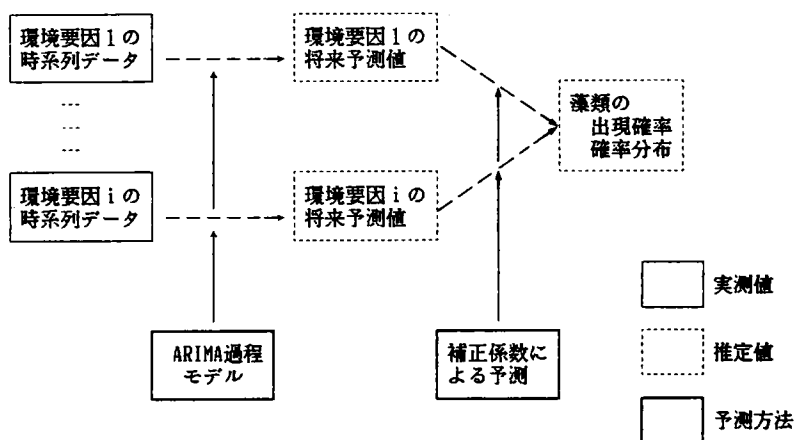


図3-19 ARIMA 過程モデルと補正係数を用いた藻類出現確率の予測

ている自己回帰—積分—移動平均過程（ARIMA）モデルを適用する<sup>6)</sup>。

$$\phi(B) \nabla^d \nabla_s^p x_t = \theta(B) a_t \quad 3-30$$

ここに  $x_t$  : 環境要因の時系列データ

$B$  : 後退差分演算子 ( $Bx_t = x_{t-1}$ )

$s$  : 周期

$d, D$  : 差分の次数

$\phi(B), \Phi(B^s)$  : パラメータ

$\theta(B), \Theta(B^s)$  : パラメータ

$a_t$  : ランダム変動成分

$\nabla^d : (1-B)^d$

$\nabla_s^p : (1-B^s)^p$

周期を示すパラメータ  $s$  により季節変動をも再現しうる。 $s, d, D, \Phi(B^s)$  等を実測時系列データより推定すれば、上式より  $t$  日後の推定値  $\hat{x}(t)$  を求められる。

### 3.5.2. 季節的予測の例

環境要因の将来予測はARIMA 過程モデルによる時系列予測を行い、藻類出現確率は補正係数による予測モデルによる方法をとる。予測対象は Anabaena とし、その変動を説明する要因として、水温、水位、 $\text{NH}_4\text{-N}$  を取り上げるが、水温は気温との相関が非常に高く、気温の測定が容易であることから、気温の予測を行ったのち、水温に変換した。水位に関しては人為的要素も多く時系列分析手法では、その変動を十分予測しえないので、水位に関

しては種々の条件を設定したうえで予測を行い、結果を比較検討する。

図3—20は長期資料より旬単位に水温、及び気温、 $\text{NH}_4^+\text{-N}$ 、水位の分布を平均値±標準偏差として示したものである。水温、気温では変動が小さく明確な季節性がみられる。 $\text{NH}_4^+\text{-N}$ では変動が大きくその大きさも季節的に変化するとともに季節性をわずかであるがみられる。水位では平均値でみれば4、7月にピークを有する季節性を示すとみることもできるが、7～10月にかけてのバラツキが非常に大きく、時系列的な予測方法ではその推定精度が著しく低下するであろうことが推察される。

3—30式で示されたARIMA過程モデルを気温及び $\text{NH}_4^+\text{-N}$ に適用した。図3—21は自己相関関数を示したものであり、気温では季節性が卓越すること、 $\text{NH}_4^+\text{-N}$ についても季節性は認めうるが、その程度は弱い。モデル適用の結果気温については、3—31式、 $\text{NH}_4^+\text{-N}$ については3—32式が最適な予測式として得られた。

$$\text{気温} : (1-0.585 B) (1+0.517 B^{36}) x_t = a_t \quad 3-31$$

$$\begin{aligned} \text{NH}_4^+ : (1-B) (1-B^{24}) x_t = \\ (1-0.573 B) (1-0.688 B^{24}) a_t \end{aligned} \quad 3-32$$

以上のパラメータ推定には昭和45年～57年の資料を旬単位に平均化した値を用いたが、気温については1～12月、 $\text{NH}_4^+\text{-N}$ については3～10月のデータを用いたために季節性を示す係数sが異なっている

水温は気温に別途最小二乗法により得た変換式を適用して得た。

$$WT = 12.22 - 0.974 \times AT + 0.119 \times AT^2 - 0.023 \times AT^3 \quad 3-33$$

ここに、WT：水温（℃），AT：気温（℃）である。

水位については下記のような4ケースを設定した。

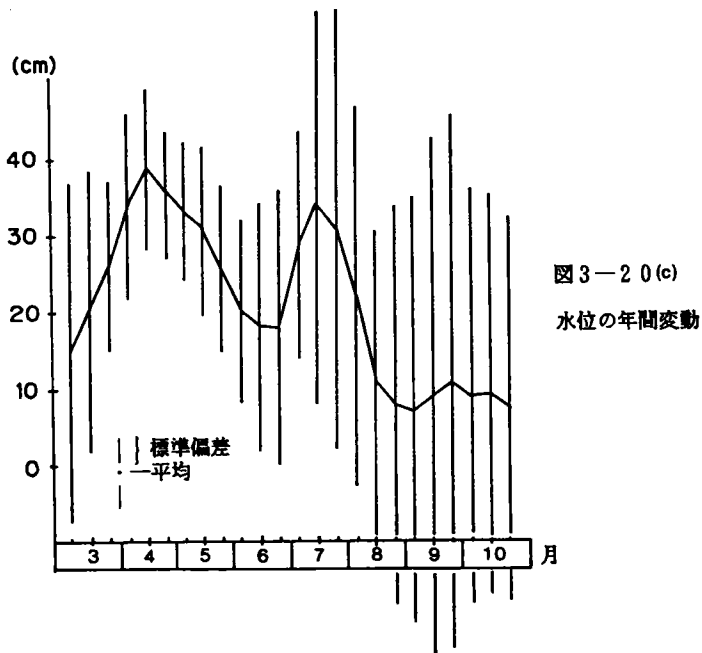
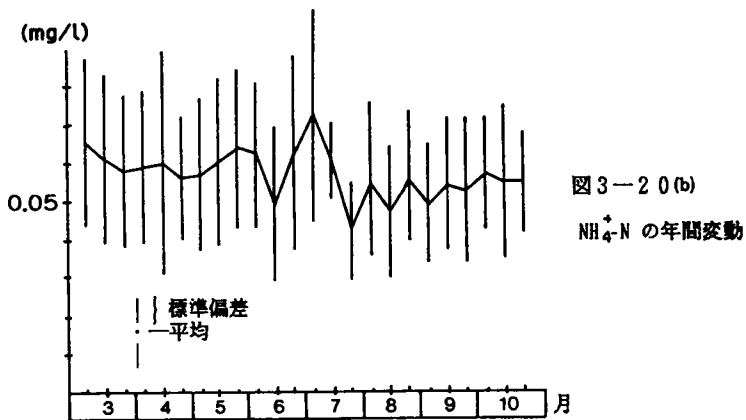
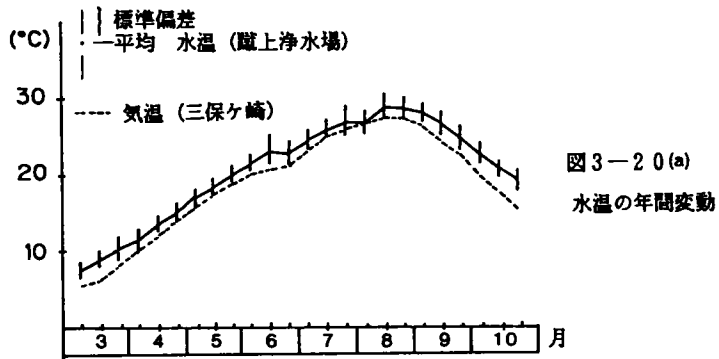
ケース1：昭和57年 実測値

ケース2：年間平均値（昭和45年～57年）

ケース3：年間平均値 + 1 標準偏差

ケース4：年間平均値 - 1 標準偏差

水温、 $\text{NH}_4^+\text{-N}$ の予測値及び水位（ケース1）設定値を図3—22に示した。ARIMAモデルにより、気温、 $\text{NH}_4^+\text{-N}$ の昭和58年の値を推定し、上述のような水位変動を仮定した場合についてAnabaenaの出現確率 $P(X_1 > 0 \mid X = x)$ の予測を行った結果を図3—23に示



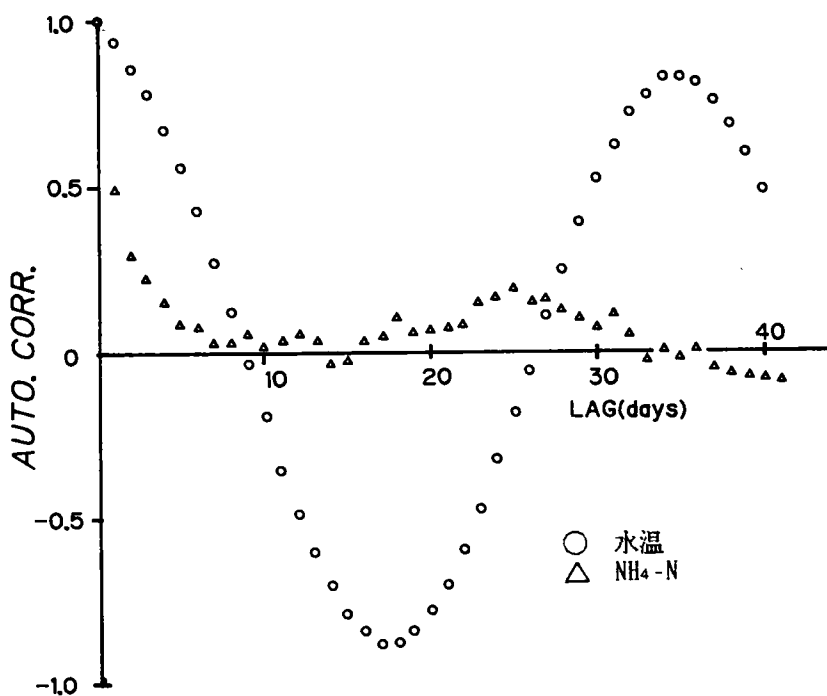


図3-21 水温,  $\text{NH}_4\text{-N}$  の自己相関係数

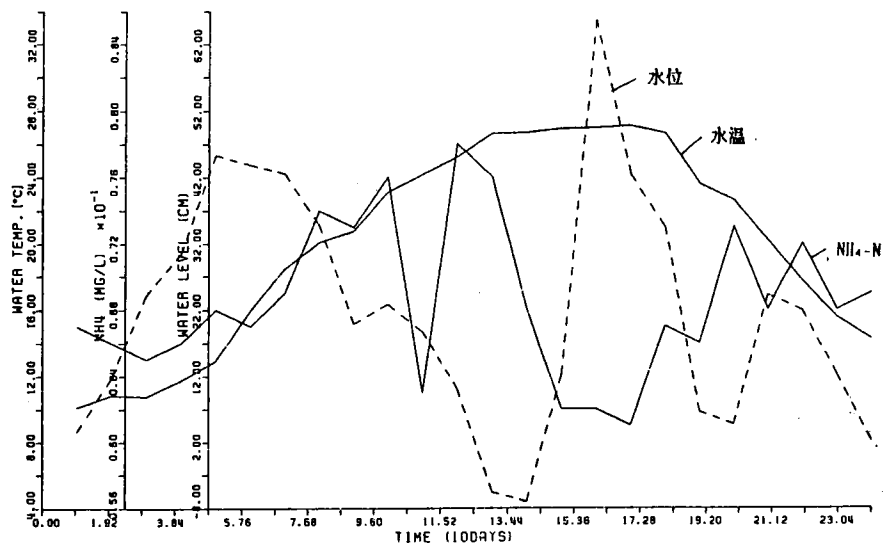


図3-22 水温,  $\text{NH}_4\text{-N}$  (予測値) 水位 (ケース1)

した。水温、 $\text{NH}_4^+\text{-N}$  の変化はいずれのケースも同一であるから、設定した水位パターンによって Anabaena 出現確率が変化し、とくに8月ではその傾向が顕著に現れている。昭和58年は Anabaena の異常増殖現象が8月上旬から9月下旬にかけて観測されている。年間平均に比較して高いレベルを設定したケース3を除くと、いずれも8月～9月の出現確率が他の期間に比べて高く、また平均的な出現確率に比べても相当高くなっている。また、水位が例年に比べて高い場合では、8月の出現確率が低下していることから、水位調節により Anabaena などの藻類の異常増殖現象がある程度制御しうる可能性があることを示唆している。

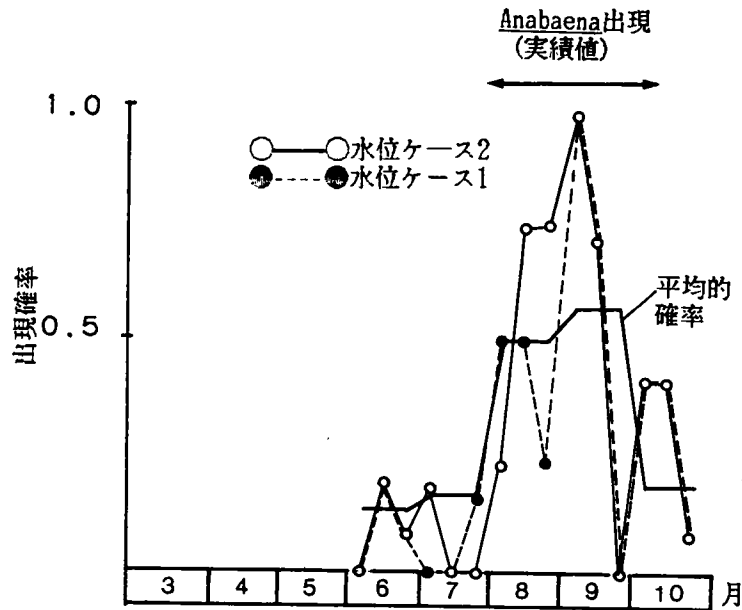


図3-23 Anabaena出現確率の予測値

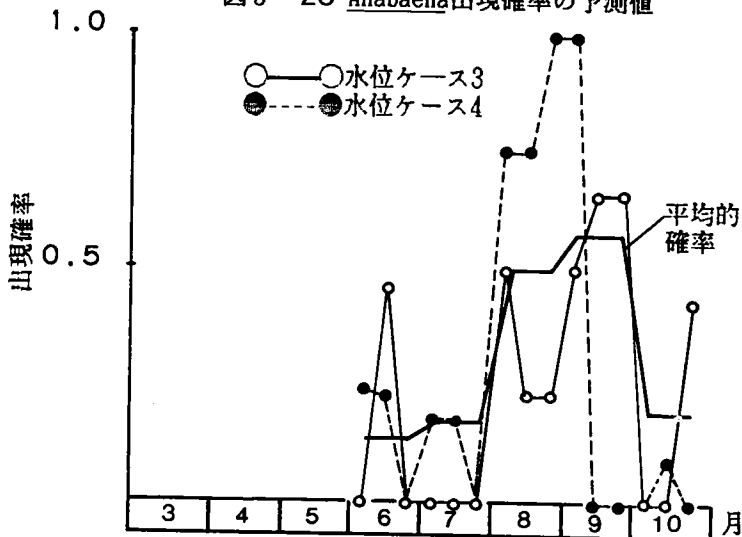


図3-23 (続)

### 3.6. 結語

本章では、マルコフモデル適用に際して重要な初期・境界条件の設定方法について検討を加えた。

まず、第2節では昭和45年以降の長期にわたる琵琶湖南湖の藻類・水質・水象・気象データをもとに、異常増殖など問題となる特定藻類種を対象として、それらの藻類の出現確率と水質・水象・気象要因の関係について時系列的な特性分析を行った。その結果、

①藻類の出現は、基本的には水温、日照、栄養塩類などの要因に依存するとされるが、さらに水位、放流量、風向・風速など湖内の流動状況を規定する水象・気象要因が、とくに異常増殖しやすい環境を形成する要因として重要であることが、数量化、及び新たに考案したフィルター法による解析より明らかになった。

②水象・気象要因の藻類出現に与える影響度を定量的に表現するために、これらの要因を一定範囲に限定し求めた藻類の出現確率を平均的な出現確率で割った補正係数なる指標を提案し、その意味づけを行った。

3節では、この補正係数を理論的に考察した後、補正係数を活用した藻類出現確率の予測モデルを提示し、その有効性について検討を加えた。

補正係数を用いた予測モデルとしては、要因間の関係に多変数分布を仮定できる場合、長期資料より直接的に予測する場合、補正係数の荷重和、或いは荷重積により予測する場合をとりあげた。もっとも適用性の高い補正係数の荷重和、或いは荷重積による予測について実例を示しその有効性について確認した。

第4節では、マルコフモデル適用の際の初期・境界条件の結果に及ぼす影響について検討を加えた。その結果、

①異常増殖が問題となる Anabaena を予測対象とし、初期・境界条件としていくつかのケースを設定してシミュレーションを実施したが、初期条件では、一律に一定値を与えたのでは予測は有意な結果は得られないこと。実測値、推定確率分布の例では、確率分布によるほうが期待値でみると実測値との相関がよいことがわかった。

②境界条件については、Anabaena のように南湖に発生源を持つような藻類種では、北湖からの流入による影響が少ないと考えられ、相対的には初期条件が重要であることが指摘しうる。しかし、藻類総個体数や Uroglena などの北湖に発生するような異常増殖藻類を予

測対象とするような場合では、境界条件の設定が結果に大きく影響するであろうことが、類推される。

③初期条件。換言すれば対象藻類の発生条件を設定するには、毎日藻類量を計測している観測地点が存在する状況では、その観測値より推定できる。しかし、一般にそうした状況は稀であり、その場合には上述した補正係数による推定が有効である。即ち、水質、水象、気象など比較的観測の容易な要因により対象藻類の出現確率が推定できるので、これを活用する方法である。

第5節では、マルコフモデルの初期・境界条件設定のために考案した補正係数による予測モデルが単独でも藻類の出現確率を推定しうることを示した。予測に際しては、環境要因自身の時系列予測値が必要であり、その方法としてはARIMA モデルが利用しうる。



## 第Ⅱ編第4章

### 複合モデルによる藻類動態の予測

#### 4.1. 概説

藻類の異常発生については、現在のところ藻類量・水温などいくつかの指標に着目したうえで、水源の調査、監視を行いながら経験的に異常発生の危険性を推定する方法がとられている。藻類の異常増殖は琵琶湖南湖では5、6、8、9月に多いが、現在までの藻類に原因する臭気発生実績から4月から12月までは要注意期間であり、ほぼ1年の3/4は水源水質の監視を継続的に実施する必要が生じている。上述の現地調査を中心とした予測方法では藻類発生の危険期間が長期化するにつれて、多くの労力、経費を必要とするが、反面、藻類発生の可能性を経験的に判定している限り予測精度は必ずしも向上するとはかぎらない。

一方、水道原水の水質監視に注目すれば、法的に定められた原水水質の毎日試験及び月1回の頻度で実施される湖水質の定期調査などのデータが多く蓄積されてきており、更に近年では水質自動監視装置によるモニタリングシステムから分～時間オーダーの水質データが即時に入手しえる状況にある。第3章ではこれらのデータのうち、昭和45年以降の原水水質の毎日試験データ（水質及び藻類）等を利用して藻類発生との関連性を分析し藻類の出現確率としてとらえ、補正係数の形で、水質・藻類・水象・気象等の環境要因と関連づける藻類出現確率の予測モデルを提示した。また予測モデルの適用性の検討より、水質・水象・気象要因を考慮することにより、藻類出現確率の予測精度は向上し、その再現性は高くなる。

本法の応用的活用法としては次の2つが考えられる。

①水質、水象、気象要因の半旬～旬単位の将来予測が可能であればこれらの予測値をもとに長期的な藻類出現確率などの将来予測が可能となる（長期予測法としての利用）。この場合水質等の将来予測が必要となるが、これらの要因に関する長期的将来予測でも長期資料を活用した時系列的予測方法が有効であることを、1例であるが第3章第5節に示し

た。

②数日前から今日までの最新データを用いて明日もしくは数日後の藻類出現確率を逐次予測する短期的・実時間的予測も水資源の水質管理の点から重要な利用法であり、先の①の予測に比べて、最新の情報を利用しうることから予測精度の向上が期待される。

本章ではとくに、②の短期的な予測方法としての利用に注目し、補正係数による予測法とマルコフモデルによる予測法の重ね合わせによる複合モデルを提示する。本章第2節においてその概要を述べ、第3節以降で事例的に考察する。また予測対象としては、藻類に原因する臭気発生確率とし、湖内の藻類動態に関する情報を得た時に、臭気発生確率の予測精度が如何に変化するかについて考察する。

#### 4.2. 藻類に原因する臭気発生の確率予測

湖沼の富栄養化により、湖沼水の水資源としての価値は著しく低下する。藻類の異常増殖は富栄養化が直接の原因であり、発生時には水に異臭味をつけるために、水道原水となる湖水の質低下をより一層促進する<sup>1) 2)</sup>。

藻類の異常増殖に起因する異臭味水の発生機構に関しても異常増殖と同様、未解明の点が多く、異臭味水発生を定量的に予測しうるまでには至っていない。ここでは異臭味水発生（以下臭気発生と略す）現象を藻類及び環境要因との関連でとらえ、臭気発生確率に補正係数を活用した予測モデルを適用し、その適用性について検討を加える。京都市水道局の資料より、臭気発生の確率を4-1式によって計算し図示したのが図4-1である。

$$\text{臭気発生確率 } P_o = \frac{\text{異臭味水の発生した日数}}{\text{月別の全日数 (S.45~57)}} \quad 4-1$$

臭気発生の原因藻類として *Anabaena*, *Phormidium*, *Uroglana* などが代表的であり、これらの原因藻類の出現時期は既に第3章第2節に示したように各々特徴がみられた。臭気発生確率では藻類種を区別していないので、原因藻類の複合的な影響を表現しているとみることもできる。

図4-1の臭気発生の季節的変動パターンは4月では0.05と低いが5、6月では0.34~0.36と上昇し、5、6月では平均的に3年に1度の頻度で臭気が発生していることを示し

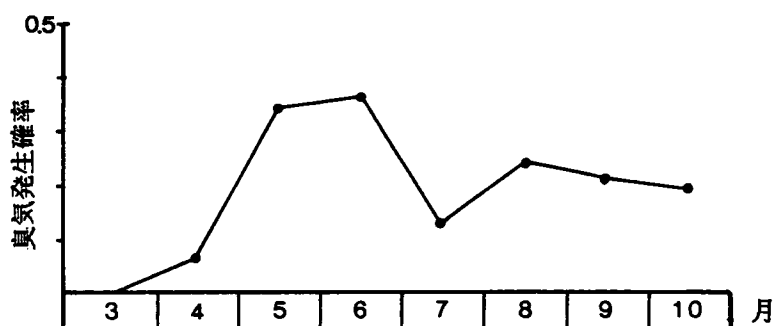


図4-1 臭気発生確率（月単位）

している。7月では0.12と発生確率は一旦低下し、8～10月では再び0.2～0.24と高くなる。原因藻類の出現確率との対応から、前半のピークはUroglena, Phormidium, 後半のピークはAnabaena, Phormidium, が臭気発生の主なる原因となっていると考えられる。補正係数を活用する予測モデルとして、臭気発生確率を $P_s$ と表し、補正関数を活用した予測モデルを再記すると、

$$P_s(x) = \prod_{i=1}^p \{h_i(x_i) P_o\}^{a_i} \quad 4-2$$

ここに  $p$  : とり上げた要因数

$x$  :  $(x_1, x_2, \dots, x_p)$  環境要因ベクトル

$P_o$  : 平均的臭気発生確率

環境要因として水質・水象・気象要因のみを取り上げ予測した例を図4-2に示す。昭和56年を対象としたが、5月下旬の生ぐさ臭発生時期と臭気発生確率（予測値）との対応は良好であるが、8～9月にかけてのかび臭・土臭の臭気発生期の対応は若干悪い。

### 4.3. マルコフモデルを活用した臭気発生予測

#### 4.3.1. 基礎的關係

図4-3は4-2式に示した臭気発生確率の予測にマルコフモデルの結果を活用する一種の複合モデルの概要を示したものである。毎月1回程度の頻度で実施される定期的な藻

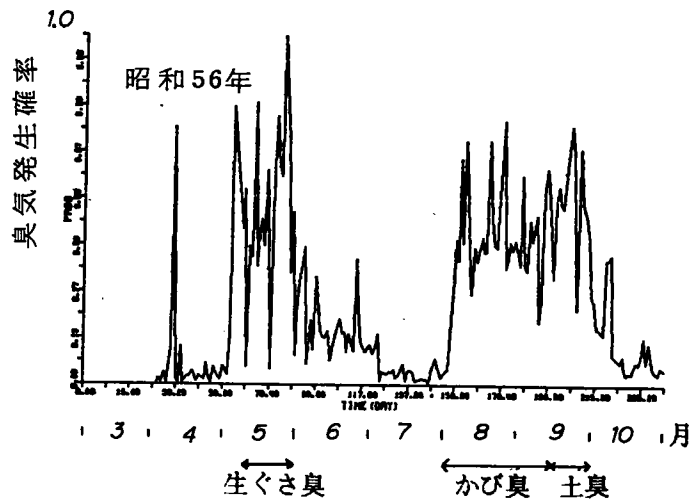


図4 2 水質・水象・気象要因のみによる臭気発生確率の予測

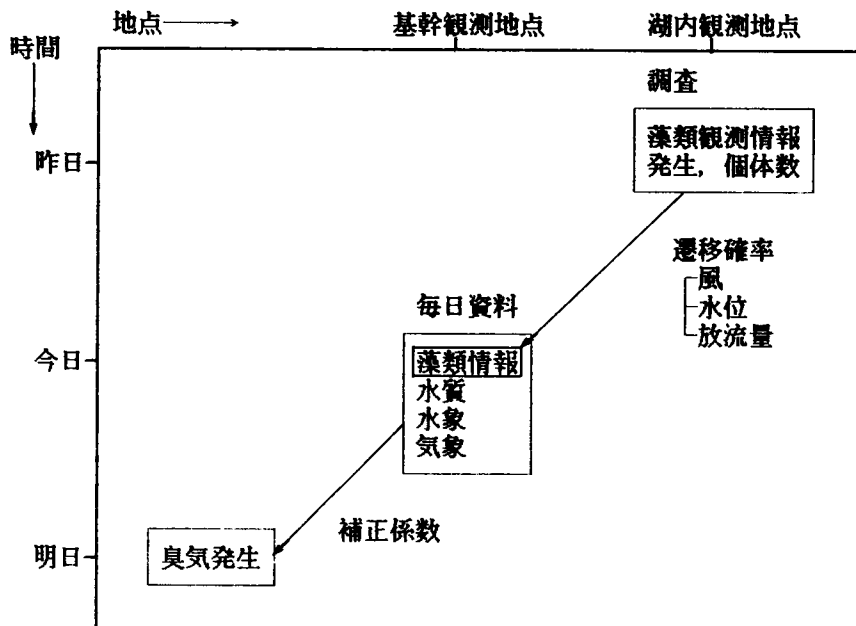


図4-3 遷移確率を考慮した臭気発生確率予測

類調査結果をマルコフモデルの初期条件として入力し、藻類量の面的分布を4-2式に組み込む方法である。4-2式において $x_1, \dots, x_p$ としては、藻類、水質、水象、気象要因を取り上げたが、時間的に変動する変数と考え、 $x_1(t), \dots, x_p(t)$ とおく。臭気発生原因藻類を他の要因と区別する意味で便宜上 $z_k(t)$ とおく、 $z_k(t)$ を時刻 $t$ 以前の湖内各測定地点における藻類に関する情報から予測する方法として、第1章に示した単純マルコフモデルによる方法を用いる。藻類関連情報が得られた地点を $l'$ とし、臭気予測を行う基幹観測地点を $l$ で示す。すると $z_k(t)$ は次式で表される。

$$z_k(t) = P(l, j, t) = P(l', i, t-\tau) P(l', i | l, j, \tau) \quad 4-3$$

この場合 $z_k(t)$ は時点 $t$ における藻類量の状態確率、言い替えれば確率分布を示す。この $z_k(t)$ を用いて予測式を書き直すと、

$$P_s(z_1, z_2, z_3, x_4, \dots, x_p) = \prod_{k=1}^3 \{h_k[z_k(t)] P_o\}^{a_k} \prod_{i=4}^p \{h_i[x_i(t)] P_o\}^{a_i} \quad 4-4$$

ここに $z_1, z_2, z_3$ は各々 Anabaena, Phormidium, Uroglena 個体数を表す。

$x_i(t)$ が「今日」の実測値（一定値）を用いるのになんか、 $z_k(t)$ は確率分布で与えられる点が異なる。 $z_k(t)$ は4-3式により逐次算定することも出来るが、任意の地点に発生した藻類が、基幹観測地点に結果的にどれほど影響するかを定量化し、2地点間の遷移確率とする方法をとる。具体的には、第1章に示した図1-4の到達確率を活用する方法である。

次に湖内のある地点で臭気原因藻類が発生し、その個体数に関する情報が得られたとする。例えば、面的に実施された藻類調査より地点1-2（琵琶湖大橋付近）でUroglenaが発生し、個体数 $M=i$ が観測されたとする。他の地点でUroglena発生がなく、湖流状況も大きく変動しなければ、無風状態では約15日後には疏水取水口沖（地点7-1）に到達し、臭気発生に影響を与えることになる。このときの個体数 $z_3(t)=j$ となる確率 $P(z_3(t)=j)$ は

$$P\{z_3(t)=j\} = r \cdot i \cdot P_G(i | j, \tau) \quad 4-5$$

で与えられる。ここに $r$ および $\tau$ は2地点間の到達確率、到達時間であり、 $P_G(i | j, \tau)$ は増殖確率である。

#### 4.3.2. 適用例

遷移確率を考慮した臭気発生確率の予測法の適用例を示す。臭気発生原因藻類としてまず Uroglena を取り上げ、昭和55年度の臭気発生予測を行った。Uroglena に関する情報としては、京都市水道局が毎月1回の頻度で実施している琵琶湖定期調査結果のうち、琵琶湖大橋（地点1-2に対応）及び下坂本（地点4-1）地点の Uroglena (N/ml) を利用した。<sup>3)</sup> Uroglena は4月8日では下坂本で 1.0 (N/ml) , 5月11日では、琵琶湖大橋で 5 (N/ml) , 下坂本 6 (N/ml) が観測されており、その他の定期調査では Uroglena は観測されていない。なお、蹴上浄水場着水井（疏水取水口沖に相当）の毎日水質試験では4月中旬以降 Uroglena が観測されており、その数はわずかであったが、5月中旬以降徐々に増加する傾向にあった。この間5月21日より6月2日にかけて臭気（生ぐさ臭）が発生している。また、5月24日には南湖2水域で Uroglena の淡水赤潮が観測されている。

予測の際の条件設定は以下のようにした。予測期間は3月～10月までとし、期間中の風向・風速は大きく変動し、結果的に到達確率は変化するが、春～夏期の卓越風である北東風  $1.6 \text{ m/s}$  を採用し、予測時の到達確率は定常とした。また、Uroglena に関する増殖確率、すなわち  $\hat{\mu}$  については平均  $0.16 \text{ (1/日)}$  , 分散  $0.16 \text{ (1/日)}$  の正規分布を想定した。他にとり上げた変数は、風速、平均濁度、水位、放流量の4つである。4-4式の係数値  $a_i$  については、藻類も含めた全変数による重回帰分析より求めた値を使用した（求め方は第3章3節に示した）。Uroglena の遷移確率による予測値を加えた5変数による臭気発生確率の予測結果を図4-4に示した。比較のために、Uroglena を除いた4変数による予測結果を図4-5に示し、いずれも図中下部に実際の臭気発生期間を予測値の適否を検討するために示してある。Uroglena 発生による臭気発生は5月～6月に限られるので、この期間の予測値に注目すると、Uroglena を除いた4変数による予測では Uroglena に原因する生ぐさ臭が実際に発生した期間では、約0.5 であるのに対し、Uroglena を変数に取り入れた場合は、約0.6 に増加し、予測の精度はわずかであるが向上することが認められる。また、6月の予測値では、Uroglena を考慮した時では発生確率0.1 程度と考慮しない場合 (0.2 ~ 0.4) に比べて大きく減少しているが、6月には実際の臭気発生がないことから、「臭気発生」しない確率の予測精度が Uroglena に関する情報を付加することにより、向上

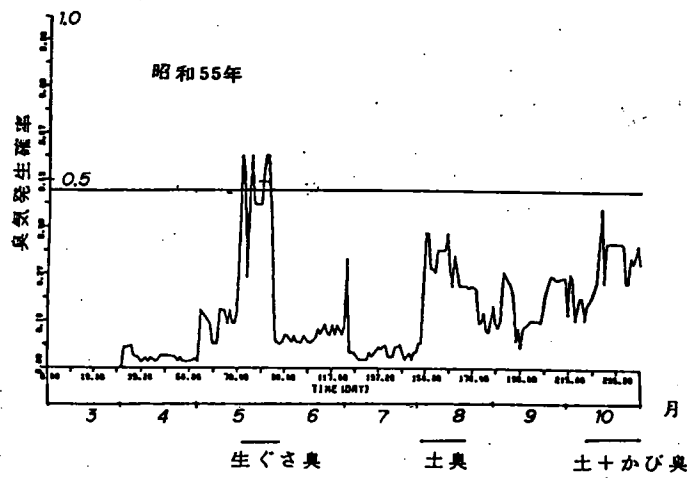


図4-4 臭気発生確率の予測（遷移確率（*Uroglena*）を考慮した場合）

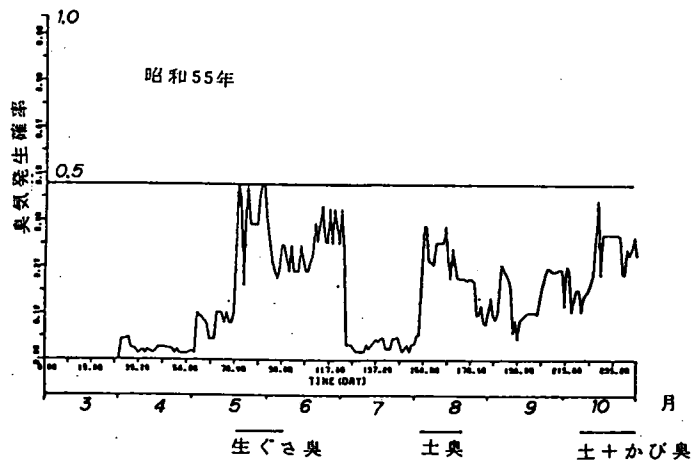


図4-5 臭気発生確率の予測（遷移確率を考慮しない場合）

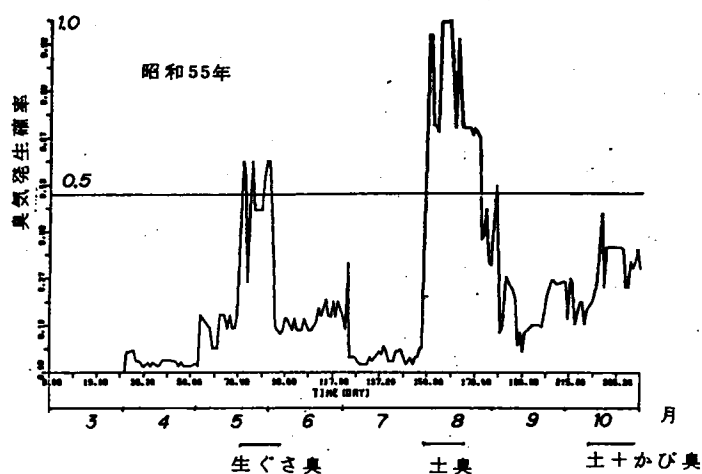


図4-6 臭気発生確率の予測  
(遷移確率 (Uroglena, Anabaena) を考慮した場合)

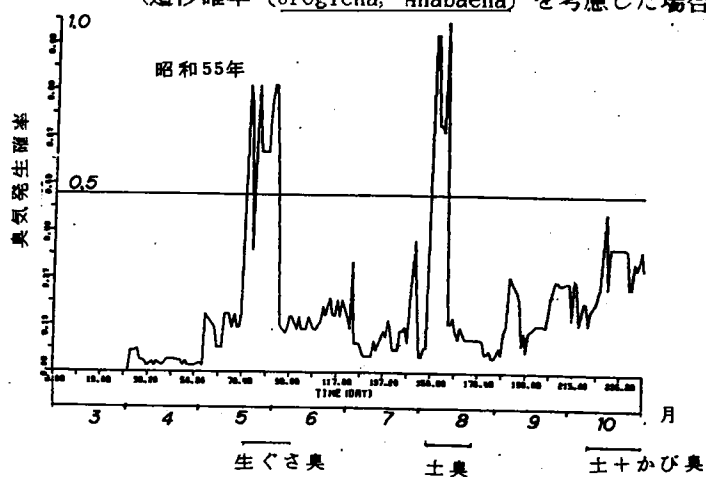


図4-7 臭気発生確率の予測 (遷移確率 (3種類) を考慮した場合)



したと考えられる。

続いて、UroglenaにAnabaena, Phormidiumを加えて、同様な予測を試みた。結果を図4—6, 7に示す。図4—6はUroglena, Anabaena, 図4—7は, Uroglena, Anabaena, Phormidiumを要因に加えた場合の予測結果である。Anabaena, Phormidiumを取り入れることにより, 8月の臭気発生確率(予測値)が0.4~0.8と大きく増加し, ほぼ実際の臭気発生時期と対応していることが図よりわかる。さらに, Uroglenaのみでは8月の臭気発生については十分予測しえないことから, 全年にわたる臭気発生予測を行う場合にはすくなくとも原因藻類とみられるUroglena, Anabaena, Phormidiumを予測に取り入れる必要があることを示唆している。以上適用例として一例を示したが補正係数を活用した臭気発生確率の毎日予測方法は, 単独でも十分臭気発生の可能性を推定しうるが, 月一回程度実施される定期調査結果を遷移確率による藻類動態予測に利用し, この予測値を先の臭気発生確率予測に組み入れることにより, 予測値は改善されることがわかった。さらに原因発生藻類について遷移確率(増殖確率, 到達確率)をより正確に定量化することにより予測精度の向上が期待される。

#### 4.4. 現地調査を実施した場合の臭気発生予測

##### 4.4.1. 基礎的關係

4.3.の例より, マルコフモデルによるAnabaena等の原因藻類の動態予測結果を, 補正係数による臭気発生予測に組み込む予測方法が短期的な予測では有効であることが明らかである。換言すれば面的な藻類量に関する情報が予測上重要であることに他ならず面的情報を随時現地調査により補うことにより, 予測精度はさらに向上すると考えられる。以下では, 現地調査を随時実施した場合を想定した予測を検討する。

基幹的観測地点の「今日」の藻類, 水質, 水象, 気象データにより「明日」「2日後」等の臭気発生確率を補正係数により推定することを基本とするが, さらに藻類に関する情報として随時現地調査を実施し, 面的分布の最新情報を得, その情報を単純マルコフモデルの入力情報とした上で, 予測モデルに組み込む方法であり, その概念図を図4—8に示した。

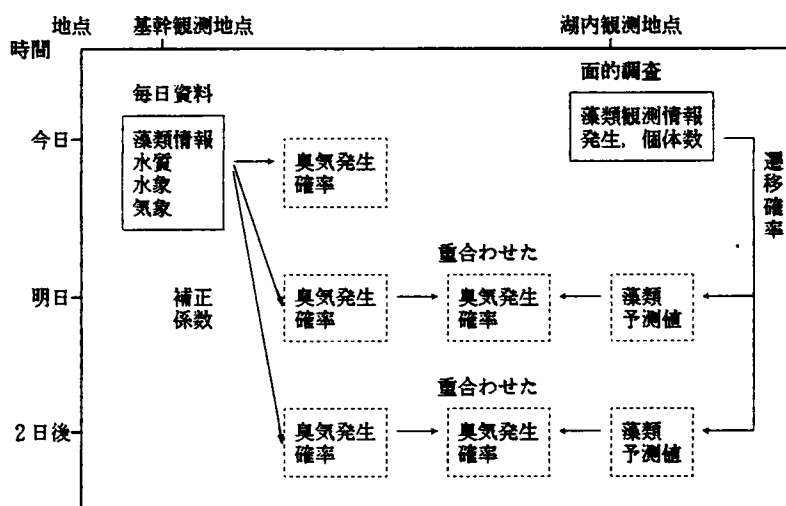


図4-8 現地調査を重視した臭気発生予測

補正係数による臭気発生確率の予測モデルは、同一時点の $X_i$ と臭気発生確率 $P(x_1, x_2, \dots, x_p)$ との関係を示しており、今日の $X_i$ より数日後の臭気発生確率を予測するためには若干の工夫が必要である。その方法としては①環境要因 $X_i$ の時系列予測を行い補正係数は同じ $h_i(x_i)$ を使う、②先行条件フィルターによる補正係数を用いる方法が考えられるが、数日先の予測では、②の先行条件フィルターによって得られる先行条件を考慮した補正係数による方法が適当である。

今日( $t$ 日)の環境要因 $\{x_i(t)\}$ データより、 $\tau$ 日後の臭気発生確率の予測を時間 $t$ を考慮して次式のように表現し直す。

$$P_1(t+\tau) = \prod_{i=1}^p \{h_{i,\tau}[x_i(t)] P_0(t)\}^{a_i} \quad 4-6$$

ここに $P_1(t+\tau)$  :  $\tau$ 日後の臭気発生確率

$h_{i,\tau}(x_i)$  : 時間遅れ $\tau$ の補正係数

$P_0(t)$  :  $t$ 日に対応する平均的臭気発生確率

次に、湖内の地点別藻類量に関するデータが付加的に得られた場合を想定し、予測に活用する方法を検討する。ある日( $t$ 日)に面的調査を実施し、湖内観測地点の藻類量をえたならば、4-3式のように遷移確率によって、 $\tau$ 日後の藻類量を確率分布としてもとめることができる。

地点  $\ell$  として代表的観測地点である疏水取水口沖（7—1 地点）をとり， $\tau$  日後の藻類量を  $Z_k(t + \tau)$  の確率変数で表す（添字  $k$  は藻類種を示し，1 : Anabaena，2 : Phormidium，3 : Uroglena，の臭気発生原因藻類とする）。 $Z_k(t + \tau)$  が一定の規準量  $M_k$  の超過確率に応じて臭気発生への寄与が大きいとし，また，とりあげた 3 種の原因藻類が各々独立して，線形的に影響するとすれば，その影響度  $E(t + \tau)$  は次式

$$E(t + \tau) = \sum_{k=1}^3 b_k \cdot P\{Z_k(t + \tau) > M_k\} \quad 4-7$$

で表しうる。ここに  $P(Z_k(t + \tau) > M_k)$  は  $Z_k(t + \tau)$  が  $M_k$  を越える確率  $b_k$  は係数である。

#### 5.4.2. 重ね合わせ

今日（ $t$  日）の環境要因  $x_i(t)$  より 4—6 式により求めた  $\tau$  日後の臭気発生確率と，同じく今日得た湖の面的藻類量より，4—7 式により求めた  $\tau$  日後影響度を重ねあわせて， $\tau$  日後の臭気発生確率を次のように乗算によって表現してみる。

$$P(t + \tau) = P_1(t + \tau) \cdot E(t + \tau) \quad 4-8$$

ここに  $P(t + \tau)$  は遷移確率を考慮した  $\tau$  日後の臭気発生確率  $P_1(t + \tau)$ ， $E(t + \tau)$  は各々，補正係数による予測値，遷移確率より求めた影響度予測値である。面的な藻類量情報が得られない場合は  $E(t + \tau) = 1$  とおく。

#### 5.4.3. 適用例

遷移確率を考慮した臭気発生確率の予測式により毎日予測を行った結果について示す。予測期間は昭和 58 年 3 月～10 月である。図 4—9 は毎日の環境条件をもとに，4—2 式により当日の臭気発生確率を求めたものである。図中下部には実際に臭気発生した期間を示している。5 月，6 月臭気発生期間では，発生確率も 0.5 を越え，臭気が非常に発生しやすい環境条件であったことが明らかである。9 月～10 月にかけての臭気発生は，臭気発生確率が大きく変動していることが特徴的である。この期間の臭気発生は Phormidium によるとされ，通常の臭気測定では異常はなく，飲むと土壁味が感じられるといった記録<sup>4)</sup>もあることから，ある期間連続して，臭気発生確率が高くななくても臭気は発生する可能性

があることを示唆していよう。いづれにしろ、9月～10月の臭気発生期間と臭気発生確率との対応関係は余りよくない。

図4—10は2日後の臭気発生確率の予測値である(図中の実線)。細部では、当日の臭気発生確率のパターンと差はみられるが大局的には似たパターンとなっている。このことは、1日、2日の先行条件を考慮した補正係数と考慮しない補正係数ではその値に大差がないことを表している。

昭和58年3月～11月に実施した藻類動態調査結果のうち、臭気原因藻類 *Anabaena*, *Phormidium*, *Uroglena* をとり出し、線形補間により日間変動を再現し、遷移確率による影響度を算定した上で4—8式により、臭気発生確率の予測を試みた。試算にあたっては、次のような仮定をおいている。①年間を通して、風条件は一定とし北東の風1.6 m/sとした。②原因藻類のみかけの増殖速度  $\hat{n}$  はいずれも平均0.175 [1/日]、標準偏差0.175 [1/日]の正規分布に従う。以上は、遷移確率が年間をとおして一定であるという仮定である。また4—7式の係数  $b_k$  については、実際の臭気発生期間の確率を1.00として、4—8式より影響度  $E(t+\tau)$  を求め、この値と4—7式における藻類量(実測値及び補間値)より求めた  $P(Z_k(t+\tau) > M_k)$  との重回帰分析により決定した。基準値  $M_k$  として100 N/mlの時、係数  $b_1, b_2, b_3$  は3.557, 3.559, 4.725 を得た。

予測結果を図4—10に太実線で示している。もとの臭気発生確率に比べて発生期間との対応は良くなるが、他の期間では臭気発生確率は0となっている。これは遷移確率に依存する影響度  $E$  を、原因藻類の重みつき和で表しているためで、湖内各地点で原因藻類が観測されない日では発生確率は0となることを示している。予測値では実際の発生期間より、数日前から確率は高くなる傾向が見られる。図4—9の臭気発生確率は、毎日湖の面的な藻類量データが得られるという理想的な条件下での予測結果を示している。当日の確率は、環境要因の日データが入手できれば、補正係数により簡単に算定できる。臭気発生確率は臭気発生の起こり易さの指標ともいえるので、この値が1.0に近い程臭気発生の可能性は高くなる。そこで臭気発生の警戒水準を設定しこの水準をこえた時点で臭気発生の可能性大として水源の調査・監視を強化する、具体的には原因藻類に関する面的調査を実施し、その結果を用いて影響度を算定し、より正確な臭気発生予測を行う方法が考えられ

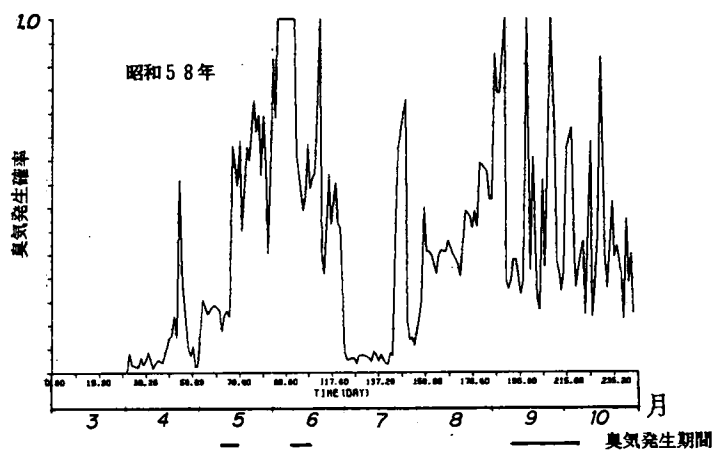


図4—9 臭気発生確率予測値（昭和58年）

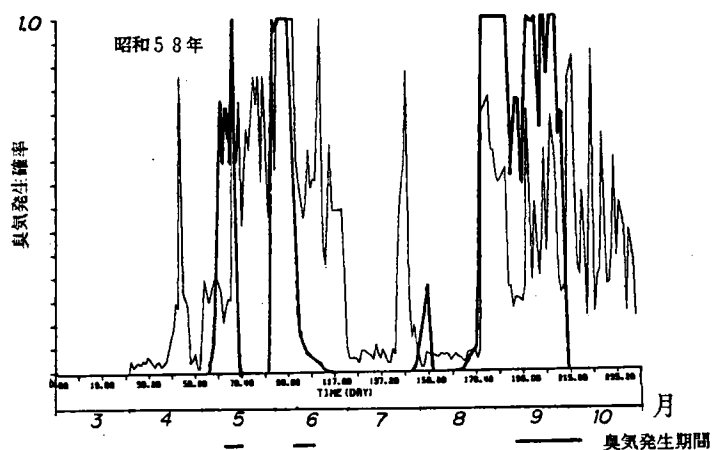


図4—10 遷移確率を考慮した臭気発生確率予測値（2日後太線）

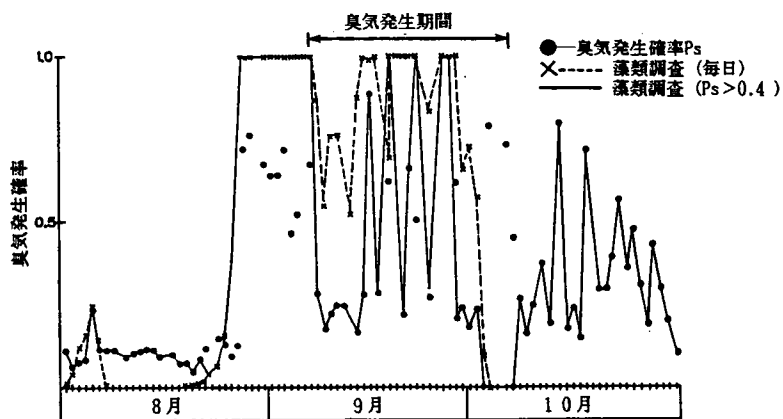


図4—11 臭気発生確率の予測方法の比較（昭和58年の例）

る。

この方法の良否を昭和58年の例で検討した。2日後の予測に限定し、当日の臭気発生確率が一定値を越えた場合には、面的藻類の情報を加味した予測、以下の場合には臭気発生確率の予測値を採用する方法をとった。一定値としては0.4とし、予測期間は8～10月に限定した。図4-11は結果を示したものである（図中実線）。比較のために、臭気発生確率の予測値（2日後）及び毎日の面的藻類分布を考慮し多時の予測値（2日後）を点線で示した。実際の臭気発生期間は9月7日から10月5日までである。臭気発生期間中の予測値が若干改善されるが、発生期間を完全に再現することはできない。いずれの予測値も8月下旬から9月上旬にかけて発生確率が高いが、この時期は*Anabaena*の異常増殖期に相当しておりそれを反映した予測結果となっている。

#### 4.5. 結語

藻類に原因する臭気発生を予測する方法として、補正係数に基づく予測法と面的遷移確率による予測法を重ね合わせた複合的な予測方法を提示した。従来の予測モデルが一般に単一のモデルで現象を再現しようとするのに対し本モデルは同一現象を扱うが時間スケール、空間スケールの各々異なるモデルを有機的に結合しシステム化した複合モデルであることが特徴である。

試算例として、①定期調査結果を活用するケース、②随時面的調査を実施するケースを取り上げた。実際の臭気発生を完全に予測することは現段階では難しいが複合モデルにより予測精度は向上し、個々のモデルのシステム化がモデル化の方法論として有効なことは示しえたと考える。



## 結論



湖の富栄養化は、湖水を原水とする上水道をはじめ、漁業、レクリエーションなど湖水の利用価値を著しく低下させているが、こうした富栄養化した湖沼の水質管理では、如何に富栄養化の進行を予測し、その対策の効果を予測、評価していくかが中心的課題であり、このためには富栄養化現象の予測モデルが管理上有効な手段となる。現象のモデル化の程度は一般に対象とする水域、モデル作成の目的及び入手し得る基礎データの質と量によっても異なるために、或るモデルが対象水域を代表する唯一絶対のモデルということをありえない。また、富栄養化の予測モデルは現実には生じる諸過程を忠実に再現しているか、またその精度はどの程度かが問題となるとともに、モデルそのものも理解しやすく取扱易いかなどモデル構造に関する問題などモデル化及び適用過程において、多くの考慮すべき点がある。

本研究は、湖の富栄養化に起因する藻類の異常増殖現象を、現地藻類動態調査、藻類培養試験、湖水質・水象・気象の長期毎日資料の統計解析をもとに、その発生要因について検討を加え、これらの知見をもとに異常増殖現象の時間的・空間的变化を予測するための確率論的モデルを展開し、その有効性について実証したものである。異常増殖現象自身は個々には発生要因等について解明されつつあるが、生物学的、物理的、化学的な諸現象が複雑に関連した現象であり、また短期的・局所的な現象であるがために、従来の季節変化や経年変化を主たる予測対象とした動態モデルでは十分な精度の予測は出来ない。異常増殖の決定的な要因については、未だ十分な知見は得られていない現段階において異常増殖現象を予測する方法としては、①異常増殖機構をなんらかの形で組み込む決定論的モデル化を行うか、②現象を発生確率の小さな極値的現象と考え、その発生確率を予測しえるような確率論的モデル化が考えられる。本研究では、主として確率論的アプローチを取ったが、比較検討のために前者の決定論的アプローチによるモデル化についても一例であるが、検討を加えた。

本研究で得られた主要な成果は以下のようである。

第Ⅰ編では、藻類動態の確率論的予測を目的としたマルコフモデルの基礎となる藻類の

増殖特性について藻類培養試験により検討し、また湖内での藻類の挙動を湖流モデルを作成した上で、数値解析的に検討を加えた。

第1章では室内での藻類培養試験が潜在的な富栄養度を表す指標として有効性が認識されているAGPを求められると同時に、供試藻類の増殖能を定量化できることに着目し、従来のAGPに関する研究を広範囲に文献調査し、その特徴を整理した。そして琵琶湖南湖といった特定の湖を対象とする場合の問題点を明らかにし、異常増殖解明により適した形での藻類培養試験及びその評価方法を検討した。本研究で採用した方法の特徴は、供試藻類として、その異常増殖が湖水に異臭味をつける原因となる*Anabaena macrospora* 及びより自然に近い形での藻類の総体的な増殖特性を測定する目的で自然水中の藻類をそのまま用いた点である。本法の評価指標として、湖の栄養条件を総括的に示す指標としてAGR (Algal Growth Rate) を定義した。AGR値は一定日数後の増殖比の自然対数で表したが、Monod 式を藻類増殖速度式として採用するとき、N、Pと同様に律速栄養塩濃度の項に代入しえることを理論的に示し、藻類培養実験データに適用した。AGRはAGPと同様湖水の栄養条件を総括的に表しており、N、P及び微量金属等の増殖促進物質の効果をも反映している指標であり、測定方法の簡単化をはかることにより、物理的、化学的水質指標を補い、且つ異常増殖発生の可能性を評価できる水質指標として湖沼のモニタリングには有効な指標であると考えられる。

第2章ではまずMonod 式を構成する各パラメータが変動を持つ場合に、それが増殖速度に如何に伝播するかを誤差伝播方程式、感度分析手法を適用し考察した。Monod 式を構成する最大比増殖速度 $\mu_{\max}$ 、半飽和定数K、律速栄養塩濃度Xのバラツキの比増殖速度 $\mu$ への影響度を調べた結果、Xの大きさにより各定数の確率的変動が $\mu$ へ及ぼす影響度が異なる。 $\mu_{\max}$ 、Kは藻類種によって異なる値をとるとともに、同一藻類種でも $\mu_{\max}$ 、Kは外的要因、内的要因に影響を受け変化する。

増殖促進物質の効果については従来の研究事例より定量化を試み、モデル化に際しての方針を示した。また、増殖制限要因(律速水質指標)は主にAGP試験など藻類培養試験により、単一或いは複数要因を限定した実験より決定する方法がとられるが、対象とする藻類種が限定されていたり、自然水域としての湖に適用しうるかどうかについての研究は殆ど見られない。このように、栄養塩類など水質指標の増殖律速性は、特定藻類種を対象

として実験的に評価されるのが一般的であるが、実水域における律速性を必ずしも反映していない場合もあると考えられるため、水温、N、Pが複合的に律速性を示すと仮定したうえで、水質指標のうち何が律速となっているかを実測値から評価する新たな方法を提示し、その有効性について調査実測データを活用して検討した。

第3章ではマルコフモデルの到達確率を定量化する上で必要となる潮流分布推定モデルを提示した。風の影響、流出量、水位を設定条件とし、浅水潮流方程式を数値的に解く方法をとったが設定条件を時間的に変化させる非定常な潮流変動シミュレーションは、モデルの近似度の影響も考えられるため、平均的な潮流状態の推定にとどめた。平均的潮流を用いて潮流の確率的変動、即ち到達確率の定量化は、風向・風速を乱数により与えたうえで、各々平均的潮流分布をもとめ、各地点ごとに集計して、潮流の確率分布として表示することにした。その結果、①潮流分布は風、放流量、水位の影響を受け変動するが、特に風の影響が卓越的であることがシミュレーション結果よりわかった。また、風向によっては全域にわたるような比較的大きな循環流が現れることが判明した。②風の変動を乱数により与えたシミュレーション結果より、潮流の確率的変動特性を推定した。風の変動が正規分布で近似出来るような状況では、潮流も概ね正規分布すると推定された。

潮流モデルでは、平均的潮流は再現しえても、藻類増殖と密接な関連を持つと考えられる局所的・循環的な流れを表現することはできないので、第4章ではこれらの流れの特性を水理指標としての渦度で代表化し、決定論的な藻類動態解析を行うことによりその影響を検討した。その結果、①湖内を高渦度に囲まれた長滞留域とそれ以外で区分し、各水域での藻類増殖能を補正することにより相対値ではあるが、藻類実測パターンがより精度良く再現できることが数値計算の点から示唆された。このことは単に、決定論的解析では水域を栄養塩濃度で区分するだけでは不十分であり、同時に水理過程の差をも考慮する形で区分する必要があることを示している。②解析的には高渦度の長滞留時間域は、そこに存在する藻類の実質的な増殖時間が増大し増殖量が増加することから補正係数がみかけ上渦度の関数とみなすことにより、藻類動態の再現が可能であることを示し、異常増殖の決定論的モデル化の一つの方向を示した。

第Ⅱ編では第Ⅰ編で得た基礎的知見を基に、藻類動態の確率論的モデル化と予測に関する研究を行った。

第1章では、藻類個体が非保存性の水質物質と等価に扱えると仮定した上で、湖における時間的・空間的藻類変動を2次元マルコフモデルで記述する確率論的予測モデルを提示した。異常増殖のように或る日突発的に発生し、数日から数週間程度で消滅する現象を主たる予測対象としているが、既存の研究事例に見られる河川・感潮河川を対象とした空間1次元のマルコフモデルを2次元に拡張した上で、実水域への適用をはかるためにモデルの単純化をはかった。マルコフモデルの特徴としては、①湖内の藻類流下を遷移確率として定式化したが、移流などの水理過程と増殖などの生物学的過程の独立性を仮定し、到達確率と増殖確率の積で表した。②時間的に質量が変化する非保存性粒子のランダム・ウォーク理論より2次元流れ場におけるマルコフモデルを誘導した。③到達確率は湖流分布、増殖確率はみかけの増殖速度より推定しうることを示し、またモデルの適用上、水域分割、初期条件、境界条件の設定が重要であることを指摘した。これらの諸条件に応じて、単純マルコフモデルと一般マルコフモデルとに分類し、適用上の諸条件を整理した。

第2章では、貯水ダム、湖等の貯水施設を単一入出力・完全混合を仮定した単純化した貯水池によりモデル化し、水量変動の確率的特性を定式化した。水量に関しては、①貯水量（或いは水位）の時間変化はマルコフ過程で表現でき、状態確率、遷移確率により貯水量の確率分布が決定される。一般に流入量分布は時間的に変動することから遷移確率は非定常な値をとる。②遷移確率と初期貯水量状態により任意時点の貯水量分布は規定され、初期貯水量分布が貯水池の水量制御・管理の信頼度を評価する上で重要となる。すなわち、量的変動の確率論的モデルの適用においても、初期・境界条件の設定が重要であることを確認した。

第3章では、長期毎日データを活用したマルコフモデルの初期・境界条件を設定する方法について検討したが、①藻類量が一定規準以上出現する超過確率に注目しこれを出現確率と定義し、この出現確率が藻類を取り巻く外的環境要因の条件付き確率として表現されることを、多変数正規分布を導入し理論的に示した。藻類と環境要因の条件付き確率密度関数を知ることにより、藻類の出現確率を推定しうることから、環境要因の将来推定値を時系列予測法により得れば藻類の確率分布を予測できる。②藻類と環境要因に特定の分布型が仮定できない場合、藻類の出現確率を過去のデータから予測する方法として直接データより条件付き確率を計算する方法、補正係数を活用する方法を示した。これらの方法は、

藻類及び環境要因に関する長期のデータが得られる場合には非常に実用的な藻類出現確率の予測法である。③補正係数は環境要因が変化した時に平均的な藻類出現確率の変動を定量化した指標で個々の環境要因について定義される。この補正係数を活用した藻類出現確率の予測方法を示した後、本法がマルコフモデル適用時の初期・境界条件の推定に有効な方法であることを事例的に検討を加えたが、特に異常増殖時では局所的な藻類の発生、即ち初期条件の設定がモデル適用上重要であることが確認された。予測結果は、藻類量の確率分布で得られるが、平均値による評価よりも、或る一定値以上の出現確率がより適切な指標であり、現象生起の確率（リスク）として水質管理上有効な指標となりえる。従来経験的に実施されてきた水質監視にかえて、リスクを考慮した水質管理、換言すれば、確率的な水質管理の方法論の展開が必要であろう。

第4章では、マルコフモデルと補正係数を活用した藻類出現確率の予測モデルを、重ね合わせる複合的モデル運用について考察したが、複合化することにより予測の精度が、向上しえることを事例的にではあるが示した。特に、現在定期的に実施されている湖沼水質調査や、自動監視装置から時・分単位で得られるモニタリングデータを積極的に活用することが、今後の水質管理では要求されると考えられるが、ここで示した方法論はその一つの具体例と位置づけられよう。

以上、確率論的モデルにより異常増殖の発生予測はある程度可能であると結論できるが、予測の精度のより一層の向上や他湖沼へのモデルの適用など応用面での問題、さらに本モデルとモニタリングデータを有機的に連動させた確率論的水質管理の方法論等の検討は今後の課題としたい。

## 謝 辞

本論文は、京都大学工学部衛生工学教室水道工学研究室において、住友恒教授の御指導のもとに、著者が行ってきた研究成果をとりまとめたものである。住友教授には、本研究の端緒を与えて頂くとともに、論文とりまとめの段階に至るまで、終始御指導、御鞭撻を賜りました。ここに心から感謝の意を表します。また、研究成果のとりまとめにあたって、御指導、御助言を賜った京都大学工学部衛生工学教室教授宗宮功博士、同 井上頼輝博士に心から感謝の意を表します。

本研究の遂行にあたって多くの方々の御助言、御協力を頂きました。著者が現在所属する国立公害研究所総合解析部の内藤正明部長及び西岡秀三主任研究官には有益なご助言を頂きました。また、京都大学水道工学研究室の皆様方には種々の御協力を頂きました。ここに厚く御礼を申し上げます。特に、現地調査や実験に際して御協力を頂きました京都大学工学部技官河村正純氏、当時京都大学院生の宇仁菅伸介氏（現、厚生省）、川人健二氏（現、新日鉄）、京都大学院生川村良則氏に感謝いたします。

最後に本研究で利用させていただいた長期の毎日データを快く提供して頂きました京都市水道局の皆様には謝意を表すとともに、特にお世話になった京都市水道局富田宗明氏、同水質試験所市川延繁所長に感謝いたします。

## 参考文献

### 緒論

- 1) 「琵琶湖」編集委員会編：琵琶湖その自然と社会，1983.
- 2) 中杉修身・北畠能房・宮崎忠国・原科幸彦・内藤正明：富栄養化防止対策の総合解析のフレームワーク，第7回環境問題シンポジウム講演論文集，pp.1-6，1979.
- 3) 日本海洋学会編：海洋調査法，恒星社厚生閣，1979.
- 4) 宝月欣二：微生物の生態3 増殖をめぐる一微小藻類の異常増殖，学会出版センター，1976.
- 5) Schindler, D.W. : Evolution of phosphorus limitation in lakes, Science, Vol.195, pp.260-262, 1977.
- 6) Shapiro, J. : Blue-green algae : Why they become dominant, Science, Vol.179, pp.382-384, 1973.
- 7) Thomas, W.H. and A.N. Dodson : Effects of phosphate concentration on cell division rates and yield of a tropical oceanic diatom, Biol. Bull., Vol.134, pp.199-208, 1968.
- 8) Williams, F.M. : Dynamics of microbial populations, B.C. Patten, Ed., in Systems Analysis and Simulation in Ecology, Vol.1, Academic Press, New York, pp.197-267, 1971.
- 9) Kilham, P. : A hypothesis concerning silica and the freshwater planktonic diatoms, Limnol. Oceanogr., Vol.16, pp.10-18, 1971.
- 10) Tilman, D. and S.S. Kilham : Phosphate and silicate growth and uptake kinetics of the diatoms *Asterionella formosa* and *Cyclotella meneghiniana* in batch and semicontinuous culture, Jour. Phycol., Vol.12, pp.375-383, 1976.
- 11) 渡辺信：純粋培養法による淡水赤潮 *Peridinium* の増殖特性の解析—合成培地の確立，国立公害研究所研究資料第24号，pp.111-122，1983.
- 12) Lange, W. : Effects of carbohydrates on the symbiotic growth of planktonic blue-green algae with bacteria, Nature, Vol.215, pp.1277-1278, 1967.
- 13) Kuenzel, L.E. : Bacteria, CO<sub>2</sub>, and algal blooms, Jour. Water Pollut. Control Fed., Vol.41, pp.1737-1747, 1969.
- 14) King, D.L. : The role of carbon in eutrophication, Jour. Water Pollut. Control Fed., Vol.42, pp.2035-2051, 1970.
- 15) 花岡資・巖俊一：生物の異常発生，生態学講座32，共立出版，1972.

- 16) 大和田絃一：発育因子（ビタミン）と微生物の関連，“海洋微生物”，海洋学講座 11，多賀信夫編，東京大学出版会，204p，1974.
- 17) Murphy, T.P. and D.R.S. Lean : Blue-green algae : their excretion of iron-selective chelators enables them to dominate other algae, Science, Vol.192, pp.900-902, 1976.
- 18) Lam, C.W.Y. and W.B. Silvester : Growth interactions among blue-green (Anabaena oscillarioides, Microcystis aeruginosa) and green (Chlorella sp.) algae, Hydrobiologia, Vol.63, pp.135-143, 1979.
- 19) Tilman, D. : Resource competition between planktonic algae : An experimental and theoretical approach, Ecology, Vol.58, pp.338-348, 1977.
- 20) Dugdale, R.C. : Nutrient limitation in the sea : dynamics, identification, and significance, Limnol. Oceanogr., Vol.12, pp.685-695, 1967.
- 21) Okino, T. : Studies on the blooming of Microcystis aeruginosa, Japan Jour. Bot., Vol.20, pp.381-402, 1973.
- 22) 岡田光正・須藤隆一・合葉修一：水の華の生成と消滅のシミュレーション，国立公害研究所研究報告第25号，pp.83-123, 1981.
- 23) Reynolds, C.S. : Growth, gas vacuolation and buoyancy in a natural population of a planktonic blue-green alga, Freshwater Biol., Vol.2, pp.87-106, 1972.
- 24) 門田元：琵琶湖における淡水赤潮の発生機構，日本プランクトン学会報，第26巻，第2号，pp.118-119, 1979.
- 25) 岡田光正・須藤隆一：Microcystis の栄養塩吸収と増殖特性について，国立公害研究所研究報告第6号，pp.293-302, 1979.
- 26) Kuenzler, E.J. and B.H. Ketchum : Rate of phosphorus uptake by Phaeodactylum tricornutum, Biol. Bull., Vol.123, pp.134-145, 1962.
- 27) Goldman, J.C. and E.J. Carpenter : A kinetic approach to the effect of temperature on algal growth, Limnol. Oceanogr., Vol.19, pp.756-766, 1974.
- 28) Eppley, R.W. : Temperature and phytoplankton growth in the sea, Fish. Bull. Vol.70, pp.1063-1085, 1972.
- 29) Liou, J.K. and G.C.V. Eybergen : Light adaption and inhibition processes important in modelling the growth of algae in drinking water basins, Water Res., Vol.16, pp.765-773, 1982.
- 30) Rhee, G-Y : Competition between an alga and an aquatic bacterium for phosphate, Limnol. Oceanogr., Vol.17, pp.505-514, 1972.
- 31) Rhee, G-Y : Effects of N : P atomic ratios and nitrate limitation on algal



- growth, cell composition, and nitrate uptake, *Limnol. Oceanogr.* Vol. 23, pp.10-25, 1978.
- 32) Cooney, C.L., D.I.C. Wang, and R.I. Mateles : Growth of *Enterobacter aerogenes* in a chemostat with double nutrient limitations, *Applied and Environ. Microbiology*, Vol.31, pp.91-98, 1976.
  - 33) Ahlgren, G. : Effects on algal growth rates by multiple nutrient limitation, *Arch. Hydrobiol.*, Vol.89, pp.43-53, 1980.
  - 34) Young, T.C., and D.L. King : Interacting limits to algal growth : light, phosphorus, and carbon dioxide availability, *Water Research*, Vol.14, pp.409-412, 1980.
  - 35) Vollenweider, R.A. : Scientific fundamentals of the eutrophication of lakes and flowing waters, OECD, Paris, 1968.
  - 36) O'Brien, W.J. : Limiting factors in phytoplankton algae : their meaning and measurement, *Science*, Vol.178, pp.616-617, 1972.
  - 37) 尾崎正明 : 自然水系における藻類と硝化菌の生態学的相互作用に関する研究, 京都大学修士論文, 1984.
  - 38) 石橋良信・佐藤敦久・今野弘・後藤光亀 : 釜房湖のカビ臭発生要因の分析と流動特性, 土木学会衛生工学研究論文集, Vol.20, pp.83-94, 1984.
  - 39) OECD : Eutrophication of waters, monitoring, assessment and control, 1982.
  - 40) 岡田光正・須藤隆一 : 藻類増殖とリン, 用水と廃水, Vol.22, pp.891-906, 1980.
  - 41) Tiwari, J.L., J.E. Hobbie, J.P. Reed, D.W. Stanley, and M.C. Aklerr : Some stochastic differential equation models for an aquatic ecosystem, *Ecol. Modelling*, Vol.4, pp.3-27, 1978.
  - 42) 松岡譲 : 霞が浦の富栄養化モデル (環境動態モデル) , 国立公害研究所研究報告第57号, pp.65-94, 1984.
  - 43) 岩佐義朗・松尾直規・森北佳昭 : 貯水池における富栄養化の数値解析, 京都大学防災研究所年報, 第24号B-2, pp.397-409, 1981.
  - 44) Lam, D.C.L. and E. Halfon : Model of primary production, including circulation influences, in Lake Superior, *Appl. Math. Modelling*, Vol.2, pp.30-40, 1978.
  - 45) Somlyódy, L. : Water-quality modelling : a comparison of transport-oriented and ecology-oriented approaches, *Ecol. Modelling*, Vol.17, pp.183-207, 1982.
  - 46) 松尾直規 : 京都大学博士論文.

- 47) Thomann, R.V., D.M. DiToro, R.P. Winfield and D.J. O'Conner : Mathematical modeling of phytoplankton in Lake Ontario. Part 1. model development and verification. U.S. Environmental Protection Agency, EPA-660/3-75-05, 1975.
- 48) 土木学会：琵琶湖の将来水質に関する調査報告書，1975.
- 49) Jørgensen, S.E. : A eutrophication model for a lake, Ecol. Modelling, Vol.2, pp.147-165, 1976.
- 50) 合田健・海老瀬潜一：ダム貯水池の富栄養化とシミュレーション，土木学会論文報告集，第 263 号， pp.49-61, 1977.
- 51) 宗宮功・海老瀬潜一・奥川光治：琵琶湖南湖におけるプランクトンと栄養塩類の挙動，土木学会衛生工学研究シンポジウム講演論文集，pp.58-62, 1978.
- 52) Scavia, D. : An ecological model of Lake Ontario, Ecol. Modelling, Vol.8, pp.49-78, 1980.
- 53) Los, F.J. : Application of an algal bloom model (BLOOM II) to combat eutrophication, EPA PB81-239170, 1980.
- 54) Aiba, S. et.al. : Simulation of water-bloom in a eutrophication lake I, photosynthetic characteristics of Microcystis aeruginosa, Water Res., Vol.17, pp.869-876, 1983.
- 55) Okada, M. et.al. : Simulation of water-bloom in a eutrophication lake II, reassessment of buoyancy, gas vacuole and turgor pressure of Microcystis aeruginosa, Water Res., Vol.17, pp.877-882, 1983.
- 56) Okada, M. et.al. : Simulation of water-bloom in a eutrophication lake III ; Modelling the vertical migration and growth of Microcystis aeruginosa, Water Res., Vol.17, pp.883-893, 1983.
- 57) Jeffers, J.N.P. 著，古在豊樹・高倉直・仁科弘共訳：生態学のためのシステム分析入門，朝倉書店，1982.
- 58) Peterman, R.M. : Graphical evaluation of environmental management options : examples from a forest-insect pest system, Ecol. Modelling, Vol.3, pp.133-148, 1977.
- 59) Jamart, B.M., D.F. Winter, and K. Banse : Sensitivity analysis of a mathematical model of phytoplankton growth and nutrient distribution in the Pacific Ocean off the northwestern U.S. coast, Jour. Plankton Res., Vol.1, pp.267-290, 1979.
- 60) Gardner, R.H., R.V. O'Neill, J.B. Mankin, and D. Kumar : Comparative error analysis of six predator-prey models, Ecology, Vol.61, pp.323-332, 1980.

- 61) Gardner, R.H. and R.V.O'Neill : A comparison of sensitivity analysis and error analysis based on a stream ecosystem model. *Ecol. Modelling*, Vol.12, pp.173-190, 1981.
- 62) Summers, J.K. and H.N. McKellar, Jr : A sensitivity analysis of an ecosystem model of estuarine carbon flow. *Ecol. Modelling*, Vol.13, pp.283-301, 1981.
- 63) Kremer, J.N. : Ecological implications of parameter uncertainty in stochastic simulation. *Ecol. Modelling*, Vol.18, pp.187-207, 1983.
- 64) Tiwari, J. and J.E. Hobbie : Random differential equations as models of ecosystems : Monte Carlo simulation approach. *Math. Biosci.*, Vol.28, pp.25-44, 1976.
- 65) Tiwari, J. and J.E. Hobbie : Random differential equations as models of ecosystems - II initial condition and parameter specifications in terms of maximum entropy distributions. *Math. Biosci.* Vol.31, pp.37-53, 1976.
- 66) O'Neill, R.V., R.H. Gardner and J.B. Mankin : Analysis of parameter error in a nonlinear model. *Ecol. Modelling*, Vol.8, pp.297-311, 1980.
- 67) Scavia, D., W.F. Powers, R.P. Canale, and J.L. Moody : Comparison of first-order error analysis and Monte Carlo simulation in time-dependent lake eutrophication models. *Water Resour. Res.*, Vol.17, pp.1051-1059, 1981.
- 68) Fedra, K., G.V. Straten and M.B. Beck : Uncertainty and arbitrariness in ecosystems modelling : A lake modeling example. *Ecol. Modelling*, Vol.13, pp.87-110, 1981.
- 69) Padgett, W.J., G. Schultz and C.P. Tsokos : A stochastic model for BOD and DO in streams when pollutants are discharged over a continuous stretch. *Intern. Jour. Environ. Stud.*, Vol.11, pp.45-55, 1977.
- 70) Padgett, W.J. and A.S. Paradopoulos : Stochastic models for prediction of BOD and DO in streams. *Ecol. Modelling*, Vol.6, pp.289-303, 1979.
- 71) Scavia, D., W.F. Powers, R.P. Canale, and J.L. Moody : Variance estimates for a dynamic eutrophication model of Saginaw Bay. *Water Resour. Res.*, Vol.17, pp.1115-1124, 1981.
- 72) Moore, S.F. : Estimation theory applications to design of water quality monitoring systems. *Jour. ASCE, HY5*, Vol.99, HY5, pp.815-831, 1973.
- 73) Moore, S.F., G.C. Dandy and R.J. DeLucia : Describing variance with a simple water quality model and hypothetical sampling programs. *Water Resour. Res.*, Vol.12, pp.795-804, 1976.
- 74) Reckhow, K.H. : The use of a simple model and uncertainty analysis in lake

- management, Water Resour. Bull., Vol.15, pp.601-611, 1979.
- 75) Reckhow, K.H. : Quantitative techniques for the assessment of lake quality, U.S. Environmental Protection Agency, EPA-440 /5-79-011, 1979.
  - 76) Walker, W.W. : A sensitivity and error analysis framework for lake eutrophication modeling, Water Resour. Bull., Vol.18, pp.53-60, 1982.
  - 77) Jernigan, R.W. and C.P. Tsokos : A linear stochastic model for phytoplankton production in a marine ecosystem, Ecol. Modelling, Vol.10, pp.1-12, 1980.
  - 78) Halfon, E. : Uncertainty analysis in ecological modelling, Analysis of Ecological Systems : State-of-the-Art in Ecological Modelling, Elsevier Scientific Publishing Company, 1983.
  - 79) Soong, T.T. : Random differential equations in science and engineering, Academic Press, 329P, 1973.
  - 80) 西沢一俊, 千原光雄編 : 藻類研究法, 共立出版, 1979.
  - 81) 京都大学衛生工学教室水道工学研究室 : 原水の複合汚染に伴う浄水対策に関する調査研究 (その3) 上水の異臭味対策, 1984.
  - 82) 内藤正明 : 環境問題に関する数学モデルについて, 環境技術, Vol.10, pp.683-688, 1981.
  - 83) Thomann, R.V. : Verification of water quality models, Proc. ASCE, Environ. Eng. Div., Vol.108, EE5, pp.923-940, 1981.
  - 84) O'Brien, W.J. : The dynamics of nutrient limitation of phytoplankton algae a model reconsidered, Ecology, Vol.55, pp.135-141, 1974.
  - 85) Odum, E.P. 著, 三島次郎訳 : 生態学の基礎 (上), 培風館, 1974.
  - 86) Young, T.C. : Interacting limits to algal growth : light, phosphorus, and carbon dioxide availability, Water Research, Vol.14, pp.409-412, 1980.
  - 87) Finney, B.A., D.S. Bowles and M.P. Windham : Random differential equations in river water quality modeling, Water Resour. Res., Vol.18, pp.122-134, 1982.
  - 88) Lund, J.W.G. : An artificial alteration of the seasonal cycle of the plankton diatom *Melosira italica* subsp. *subarctica* in an English lake, Jour. Ecology, Vol.59, pp.521-533, 1971.
  - 89) Viner, A.B. : Responses of a mixed phytoplankton population to nutrient enrichments of ammonia and phosphate, and some associated ecological implications, Proc. R. Soc. London B., Vol.183, pp.351-370, 1973.

- 90) Droop, M.R. : The nutrient status of algal cells in continuous culture, Jour. Mar. Biol. Ass. U.K., Vol.54, pp.825-855, 1974.
- 91) Droop, M.R. : The nutrient status of algal cells in batch culture, Jour. Mar. Biol. Ass. U.K., Vol.55, pp.541-555, 1975.
- 92) Menzel, D.W., E.M. Hulburt and J.H. Ryther : The effects of enriching Sargasso Sea water on the production and species composition of the phytoplankton, Deep-Sea Research, Vol.10, pp.209-219, 1963.
- 93) Eppley, R.W., J.N. Rogers, J.J. McCarthy and A. Sournia : Light /dark periodicity in nitrogen assimilation of the marine phytoplankters Skeletonema costatum and Coccolithus huxleyi in N-limited chemostat culture, Jour. Phycol., Vol.7, pp.150-154, 1971.
- 94) Swift, D.G. and W.R. Taylor : Growth of vitamin B<sub>12</sub>- limited cultures : Thalassiosira pseudonana, Monochrysis lutheri and Isochrysis galbana Jour. Phycol., Vol.10, pp.385-391, 1974.
- 95) Droop, M.R. : Vitamin B<sub>12</sub> and marine ecology IV, The kinetics of uptake, growth and inhibition in Monochrysis lutheri, Jour. Mar. Biol. Ass. U.K., Vol.48, pp.689-733, 1968.

## 第 I 編 参考文献

### 第 1 章

- 1) 吉田陽一 : 微生物の生態 3 増殖をめぐる—自然水域における植物プランクトンの増殖率—測定法を中心として—, 学会出版センター, pp.41-55, 1976.
- 2) Bringmann, G. und R. Kühn : Der Algen-Titer als Maßstab der Eutrophierung von Wasser und Schlamm, Gesundheits-Ingenieur, Vol.77, pp.374-381, 1956.
- 3) 岡田光正, 須藤隆一 : AGP をめぐる諸問題, 用水と廃水, Vol.20, pp.765-779, 1978.
- 4) Joint Industry/Government Task Force on Eutrophication : Provisional algal assay procedure, 1969.
- 5) U.S. Environmental Protection Agency : Algal assay procedure : bottle test, Corvallis, Oregon, 82p, 1971.
- 6) U.S. Environmental Protection Agency : Marine algal assay procedure : bottle test, Eutrophication and Lake Restoration Branch, Corvallis, Oregon, EPA-660 /3 —75—008, 1974.
- 7) Miller, W.E., J.C. Greene, and T. Shiroyama : The Selenastrum capricornutum prinz algal assay bottle test : experimental design, application, and data interpretation protocol, Environmental Research Laboratory,

- 8) 須藤隆一・田井慎吾・八木修身・岡田光正・細見正明・山根敦子：藻類の培養試験法によるAGP の測定，国立公害研究所研究報告，第26号，1981.
- 9) Roline, R.A. and V.S. Miyahara : Evaluation of the algal assay bottle test, U.S. Water and Power Resources Service, Denver, Co. Engineering and Research Center, 1979.
- 10) Lange, W. : Limiting nutrient elements in filtered Lake Erie water, Water Research, Vol.5, pp.1031-1048, 1971.
- 11) Mitchell, D. and J.C. Buzzell : Estimating eutrophic potential of pollutants, Proc. ASCE, Sani. Eng. Div., Vol.98, SA4, pp.453-465, 1971.
- 12) 大垣真一郎：下水処理水の藻類生産力に関する実験，土木学会第25回年次学術講演集 2, pp.553-554, 1971.
- 13) Miller, W.E. and T.E. Maloney : Effects of secondary and tertiary wastewater effluents on algal growth in a lake-river system, Jour. Water Pollut. Control Fed., Vol.43, pp.2361-2365, 1971.
- 14) Middlebrooks, E.J., E.A. Pearson, M. Tunzi, A. Adinarayana, P.H. McGauhey, and G.A. Rohlich : Eutrophication of surface water : Lake Tahoe, Jour. Water Pollut. Control Fed., Vol.43, pp.242-251, 1971.
- 15) Middlebrooks, E.J., D.B. Porcella, E.A. Pearson, P.H. McGauhey, and G.A. Rohlich : Biostimulation and algal growth kinetics of wastewater, Jour. Water Pollut. Control Fed., Vol.43, pp.454-473, 1971.
- 16) Murray, S., J. Scherfig, and P. Dixon : Evaluation of algal assay procedures-PAAP batchtest, Jour. Water Pollut. Control Fed., Vol.43, pp.1991-2003, 1971.
- 17) Srinath, E.G. and S.C. Pillai : Phosphorus in wastewater effluents and algal growth, Jour. Water Pollut. Control Fed., Vol.44, pp.303-308, 1972.
- 18) Forsberg, C.G. : Algal assay procedure, Jour. Water Pollut. Control Fed., Vol.44, pp.1623-1628, 1972.
- 19) Francisco, D.E. and C.M. Weiss : Algal response to detergent phosphate levels, Jour. Water Pollut. Control Fed., Vol.45, pp.480-489, 1973.
- 20) Payne, A.G. : Responses of the three test algae of the algal assay procedure : bottle test, Water Research, Vol.9, pp.437-445, 1975.
- 21) Clasen, J. and H. Bernhardt : The use of algal assays for determining the effect of iron and phosphorus compounds on the growth of various algal species, Water Research, Vol.8, pp.31-44, 1974.

- 22) Chiaudani, G. and M. Vighi : The N : P ratio and tests with Selenastrum to predict eutrophication in lakes, Water Research, Vol.8, pp.1063-1069, 1974.
- 23) Miller, W.E., T.E. Maloney and J.C. Greene : Algal productivity in 49 lake waters as determined by algal assays, Water Research, Vol.8, pp.667-679, 1974.
- 24) Doemel, W.N. and A.E. Brooks : Detergent phosphorus and algal growth, Water Research, Vol.9, pp.713-719, 1975.
- 25) Keenan, J.D. and M.T. Auer : The influence of phosphorus luxury uptake on algal bioassays, Jour. Water Pollut. Control Fed., Vol.46, pp.532-542, 1974.
- 26) Steyn, D.J. and D.F. Toerien : Continuous culture algal bioassays, South African Jour. Science, Vol.70, pp.277-278, 1974.
- 27) Greene, J.C., W.E. Miller, T. Shiroyama and T.E. Maloney : Utilization of algal assays to assess the effects of municipal, industrial, and agricultural wastewater effluents upon phytoplankton production in the Snake River system, Water, Air, and Soil Pollution, Vol.4, pp.415-434, 1975.
- 28) Forsberg, C., S.O. Ryding and A. Claesson : Recovery of polluted lakes. A Swedish Research Program on the effects of advanced waste water treatment and sewage diversion, Water Research, Vol.9, pp.51-59, 1975.
- 29) Miller, W.E., J.C. Greene, T. Shiroyama and E. Merwin : The use of algal assays to determine effects of waste discharges in the Spokane River system, Proceedings : Biostimulation and Nutrient Assessment Workshop, EPA-660/3-75-034, pp.113-131, 1975.
- 30) Katko, A : Algal assays for the National Eutrophication Survey, Proceedings : Biostimulation and Nutrient Assessment Workshop, EPA-660/3-75-034, pp.44-52, 1975.
- 31) Shiroyama, T., W.E. Miller and J.C. Greene : Effect on nitrogen and phosphorus on the growth of Selenastrum capricornutum, Proceedings : Biostimulation and Nutrient Assessment Workshop, EPA-660/3-75-034, pp.132-142, 1975.
- 32) Smith, P.D. : The use of in situ algal assays to evaluate the effects of sewage effluents on the production of Shagawa Lake phytoplankton, Proceedings : Biostimulation and Nutrient Assessment Workshop, EPA-660/3-75-034, pp.143-173, 1975.
- 33) Thomas, N.A., K. Hartwell and W.E. Miller : Great Lakes nutrient assessment, Proceedings : Biostimulation and Nutrient Assessment Workshop, EPA-660

／3-75-034, pp.226-243, 1975.

- 34) Parr, M.P. and R.V. Smith : The identification of phosphorus as a growth-limiting nutrient in Lough Neagh using bioassays, Water Research, Vol.10, pp.1151-1154, 1976.
- 35) 中本信忠 : 従属栄養細菌の生長を利用したAGP の測定, 用水と廃水, Vol.19, pp.747-754, 1977.
- 36) 竺文彦, 北尾高嶺, 岩井重久 : 藻類増殖試験法に関する基礎的研究, 用水と廃水, Vol.19, No.3, pp.53-62, 1977.
- 37) 須藤隆一 : 陸水域の富栄養化におよぼす排水の影響, かんきょう, Vol.2, No.3, pp.70-77, 1977.
- 38) 大月敏弘・小倉紀雄 : 藻類培養試験 (AGP の測定) による南浅川の富栄養化の評価, 用水と廃水, Vol.22, pp.317-322, 1980.
- 39) Claesson, A. and A. Forsberg : Algal assay studies of wastewater polluted lakes, Arch. Hydrobiol., Vol.89, pp.208-224, 1980.
- 40) Joubert, G. : A bioassay application for quantitative toxicity measurements, using the green algae *Selenastrum capricornutum*, Water Research, Vol.14, pp.1759-1763, 1980.
- 41) Weiss, C.M. : Evaluation of the algal assay procedure, EPA-600/3-76-064, 1976.
- 42) Wang, W. : An algal assay technique for aquatic toxicants, PB82-262908, 1982.
- 43) 丹保憲仁・奥山秀樹・亀井翼 : 藻増殖関数の研究, 水道協会雑誌, 570 号, pp.7-15, 1982.
- 44) 須藤隆一・森忠洋・岡田光正 : 藻類培養試験による富栄養化の評価, 用水と廃水, Vol.15, pp.107-115, 1973.
- 45) Toerien, D.F., C.H. Huang, J. Radimsky, E.A. Pearson, and J. Scherfig : Final report, Provisional algal assay procedures, California University, Berkeley, Sanitary Engineering Research Laboratory, PB-206-140, 211p, 1971.
- 46) Sauer, M.M. and E.J. Kuenzler : Algal assay studies of the Chowan River, North Carolina, North Carolina University, PB81-231821, 1981.
- 47) 田井慎吾・岡田光正・須藤隆一 : 情報エントロピーとAGP による富栄養化の評価, 国立公害研究所研究報告, 第6号, pp.203-212, 1979.
- 48) 市田浩三・吉本富士市 : スプライン関数とその応用 (シリーズ新しい応用の数学20) 教育出版, 220p, 1979.



- 49) Murphy, T.P. and D.R.S. Lean : Blue-green algae : Their excretion of iron-selective chelators enables them to dominate other algae. Science, Vol.192, pp.900-902, 1976.
- 50) Shapiro, J. : Blue-green algae : Why they become dominant. Science, Vol.179, pp.382-385, 1973.
- 51) 山根恒夫 : 生物反応工学, 産業図書, 346p, 1980.
- 52) Lehman, J.T., D.B. Botkin, and G.E. Likens : The assumptions and rationales of a computer model of phytoplankton population dynamics. Limnol. Oceanogr. Vol.20, pp.343-364, 1975.
- 53) 岡田光正・須藤隆一 : 藻類増殖とリン, 用水と廃水, Vol.22, No.8, pp.23-38, 1980.
- 54) Fuhs, G.W. : Phosphorus content and rate of growth in the diatom Cyclotella nana and Thalassiosira fluviatilis, Jour. Phycol., Vol.5, pp.305-321, 1969.
- 55) Dugdale, R.C. : Nutrient limitation in the sea : Dynamics, identification, and significance, Limnol. Oceanogr., Vol.12, pp.685-695, 1967.
- 56) Tilman, D. : Resource competition between planktonic algae : An experimental and theoretical approach, Ecology, Vol.58, pp.338-348, 1977.
- 57) Eppley, R.W., J.N. Rogers, and J.J. McCarthy : Half-saturation constants for uptake of nitrate and ammonium by marine phytoplankton, Limnol. Oceanogr., Vol.14, pp.912-920, 1969.
- 58) Kilham, P. : A hypothesis concerning silica and freshwater plankton diatom, Limnol. Oceanogr., Vol.16, pp.10-18, 1971.
- 59) Ahlgren, G. : Growth of Oscillatoria agardhii in chemostat culture 1. Nitrogen and phosphorus requirements, Oikos, Vol.29, pp.209-224, 1977.
- 60) 河村正純・住友恒・伊藤禎彦 : 底泥の藻類増殖に及ぼす影響に関する一考察, 土木学会第39回年次学術講演会講演概要集Ⅱ, pp.893-894, 1984.
- 61) 細見正明・須藤隆一 : 藻類の増殖に及ぼす底泥の影響に関する研究—底泥のAGP, 国立公害研究所研究報告第6号, pp.115-122, 1979.
- 62) 手塚泰彦 : 環境汚染と生物Ⅱ—水質汚濁と生態系—, 生態学講座第2巻, 共立出版, 1972.
- 63) O'Brien, W.J. : The dynamics of nutrient limitation of phytoplankton algae : A model reconsidered, Ecology, Vol.55, pp.135-141, 1974.
- 64) Counotte, G.H.M. and R.A. Prins : Calculation of  $K_m$  and  $V_{max}$  from substrate concentration versus time plot, Applied and Environmental Micro-

biology, Vol.38, pp.758-760, 1979.

- 65) Droop, M.R. : The nutrient status of algal cells in batch culture, Jour. Mar. Biol. Ass. U.K., Vol.55, pp.541-555, 1975.
- 66) Jørgensen, S.E., L.A. Jørgensen, L. Kamp-Nielsen, and H.F. Mejer : Parameter estimation in eutrophication modelling, Ecol. Modelling, Vol.13, pp. 111-129, 1981.
- 67) Scavia, D. and Park, R.A. : Documentation of selected constructs and parameter values in the aquatic model CLEANER, Ecol. Modelling, Vol.2, pp.33-58, 1976.
- 68) MacIsaac, J.J. and R.C. Dugdale : The kinetics of nitrate and ammonia uptake by natural populations of marine phytoplankton, Deep-Sea Res., Vol. 16, pp.45-57, 1969.
- 69) Claesson, A. : Variation in cell composition and utilization of N and P for growth of Selenastrum capricornutum, Physiol. Plant, Vol.48, pp.59-64, 1980.
- 70) Eppley, R.W. and W.H. Thomas : Comparison of half-saturation constants for growth and nitrate uptake of marine phytoplankton, Jour. Phycol., Vol.5, pp.375-379, 1969.
- 71) Claesson, A. and A. Forsberg : Algal assay procedure with one or five species. Minitest, Mitt. Internat. Verein. Limnol. Vol.21, pp.21-30, 1978.
- 72) Swift, D.G. and W.R. Taylor : Growth of vitamin B<sub>12</sub>-limited cultures : Thalassiosira pseudonana, Monochrysis lutheri, and Isochrysis galbana, Jour. Phycol., Vol.10, pp.385-391, 1974.
- 73) Klotz, R.L., J.R. Cain, and F.R. Trainor : A sensitive algal assay : an improved method for analysis of freshwaters, Jour. Phycol., Vol.11, pp.411-414, 1975.
- 74) Skulberg, O.M. : Algal cultures as a means to assess the fertilizing influence of pollution, Proc. Int. Conf. on Water Pollution Research, Vol.1, pp.113-138, 1966.
- 75) Bringmann, G. und R. Kühn : Veränderungen der Eutrophierung und Bio-Produktion gemessen am Biomassentiter von Testalgen, Gesundheits-Ingenieur, Vol.79, pp.50-54, 1958.

## 第 2 章

- 1) Pielou, E.C. 著, 南雲仁一監訳 : 数理生態学, 産業図書, 1974.
- 2) Benjamin, J.R. and C.A. Cornell : Probability, statistics and decision for civil engineers, McGraw-Hill, 1970.

- 3 ) Himmelblau,D.M. and K.B.Bishoff : Process analysis and simulation, deterministic systems, Sterling Swift, 1968.
- 4 ) Eppley,R.W., J.N.Rogers and J.J.McCarthy : Half-saturation constants for uptake of nitrate and ammonium by marine phytoplankton, Limnol. Oceanogr., Vol.14, pp.912-920, 1969.
- 5 ) O'Brien,W.J. : The dynamics of nutrient limitation of phytoplankton algae : a model reconsidered, Ecology, Vol.55, pp.135-141, 1974.
- 6 ) Kilham,P. : A hypothesis concerning silica and the freshwater planktonic diatoms, Limnol. Oceanogr., Vol.16, pp.10-18, 1971.
- 7 ) Holmberg,A. and J.Ranta : Procedures for parameter and state estimation of microgrowth process models, Automatica, Vol.18, pp.181-193, 1982.
- 8 ) Jamart,B.M., D.F.Winter, and K.Banse : Sensitivity analysis of a mathematical model of phytoplankton growth and nutrient distribution in the Pacific Ocean off the northwestern U.S. coast, Jour. Plankton Res., Vol.1, pp.267-290, 1979.
- 9 ) Summers,J.K. and H.N.Mckellar,Jr. : A sensitivity analysis of an ecosystem model of estuarine carbon flow, Ecol. Modelling, Vol.13, pp.283-301, 1981.
- 10 ) Gardner,R.H. and R.V.O'Neill : A comparison of sensitivity analysis and error analysis based on a stream ecosystem model, Ecol. Modelling, Vol.12, pp.173-190, 1981.
- 11 ) Dugdale,R.C. : Nutrient limitation in the sea : dynamics, identification, and significance, Limnol. Oceanogr., Vol.12, pp.685-695, 1967.
- 12 ) 西沢一俊・千原光雄編 : 藻類研究法, 共立出版, 1979.
- 13 ) 岡田光正・須藤隆一 : AGP をめぐる諸問題, 用水と廃水, Vol.20, No.7, pp.5-19, 1978.
- 14 ) Miller,W.E., J.C.Greene, T.Shiroyama and E.Mervin : The use of algal assays to determine effects of waste discharges in the Spokane River system Proceedings : Biostimulation and Nutrient Assessment Workshop, EPA-660 /13-75-034, pp.113-131, 1975.
- 15 ) Payne,A.G. : Application of the algal assay procedure in biostimulation and toxicity testing, Biostimulation and Nutrient Assessment Uath Water Research Laboratory, 1975.
- 16 ) Thomann,R.V., D.M.DiToro, R.P.Winfield and D.J.O'Connor : Mathematical modeling of phytoplankton in Lake Ontario.Part1. Model development and identification, U.S.E.P.A., EPA-660 /3-75-005, 1975.

- 17) Thomann, R.V., D.M. DiToro, and D.J. O'Connor : Preliminary model of Potomac estuary phytoplankton, Proc. ASCE, Environ. Eng. Div., Vol.100, EE3, pp.692-715, 1974.
- 18) Chen, C.W. and G.T. Orlob : Ecological simulation for aquatic environments, in Systems Analysis and Simulation in Ecology, Vol. III, Academic Press, 1975.
- 19) DiToro, D.M., D.J. O'Connor, and R.V. Thomann : A dynamic model of the phytoplankton population in Sacramento-San Joaquin Delta, Nonequilibrium Systems in Natural Chemistry, 1971.
- 20) Lombardo, P.S. : Mathematical model of water quality in rivers and impoundments, Technical Report, Hydrocomp, INC., 1972.
- 21) Lehman, J.T., D.B. Botkin, and G.E. Likens : The assumptions and rationales, of a computer model of phytoplankton population dynamics, Limnol. Oceanogr., Vol.20, pp.343-364, 1975.
- 22) Lassiter, R.P. : Modeling dynamics of biological and chemical components of aquatic ecosystems, Southeast Environmental Research Laboratory, U. S. E.P.A. Athens, Georgia, 1975.
- 23) 奥川光治・宗宮功 : 数理モデルによる富栄養化のシミュレーション解析, 土木学会論文報告集, 第 337号, pp.119-128, 1983.
- 24) 土木学会 : 琵琶湖の将来水質に関する調査報告書, 1975.
- 25) Baca, R.G. and R.C. Arnett : A limnological model for eutrophic lakes and impoundments, Battelle Pacific Northwest Laboratories, 1976.
- 26) Zison, S.W., W.B. Mills, D. Deimer, and C.W. Chen : Rates, constants, and kinetics formulations in surface water quality modelling, EPA-600 / 3-78-105, 1978.
- 27) 住友恒, 原沢英夫 : びわ湖南湖における藻類動態の調査について, 水資源センター研究報告, pp.35-47, 1984.

### 第 3 章

- 1) Ledbetter, M. : Langmuir circulations and plankton patchiness, Ecol. Modelling, Vol.7, pp.289-310, 1979.
- 2) 渡辺正孝 : 海域における富栄養化と赤潮発生機構に関する基礎的研究, 国立公害研究所研究発表会予稿集, pp.235-248, 1982.
- 3) 岩佐義朗, 井上和也, 足立敏之 : 琵琶湖南湖の湖流と拡散に関する数値シミュレーション, 京都大学防災研究所年報, 第21号B-1, pp.293-305, 1978.

- 4) 西田俊夫：応用確率論，培風館，1973.
- 5) Feller, W. 著，国沢清典監訳：確率論とその応用，紀の国屋書店，1975.
- 6) 合田健編：水質工学応用編，丸善，1976.
- 7) 岩井重久・住友恒・松岡謙：水質データの統計的解析，森北出版，1980.

## 第 4 章

- 1) Aiba, S. et.al. : Simulation of water-bloom in a eutrophication lake I, photosynthetic characteristics of Microcystis aeruginosa, Water Res. Vol.17, pp.869-876, 1983.
- 2) Okada, M. et.al. : Simulation of water-bloom in a eutrophication lake II, reassessment of buoyancy, gas vacuole and turgor pressure of Microcystis aeruginosa, Water Res., Vol.17, pp.877-882, 1983.
- 3) Okada, M. et.al. : Simulation of water-bloom in a eutrophication lake III; Modeling the vertical migration and growth of Microcystis aeruginosa, Water Res., Vol.17, pp.883-893, 1983.
- 4) Los, F.J. : Application of an algal bloom model (BLOOM II) to combat eutrophication, EPA PB81-239170, 1980.
- 5) 住友恒・原沢英夫：びわ湖南湖における藻類動態の調査について，水資源センター報告，pp.35-45, 1984.
- 6) 伊藤剛 編：数値解析の応用と基礎（水理学を中心として），アテネ出版，1972.
- 7) 土木学会編：土木工学における数値解析／基礎編，136p，サイエンス社，1974.
- 8) 日野幹雄：明解水理学，345p，丸善，1983.
- 9) Roache, P.J. 著，高橋亮一他訳：コンピュータによる流体力学＜上＞，311p，構造計画研究所，1978.
- 10) 合田健・海老瀬潜一：ダム貯水池の富栄養化とシミュレーション，土木学会論文報告集，第 263号，pp.49-61, 1977.
- 11) 日本海洋学会編集：海洋環境調査法，pp.462-522，恒星社厚生閣，1979.
- 12) 溝呂木昇：水質予測計算入門（VI），公害と対策，Vol.15, pp.1153-1158, 1979.
- 13) 堀口孝男：汚染物質拡散の数値解析について，第16回海岸工学講演会講演集，pp.185-193, 1969.

- 14) Thomann, R.V., D.M. DiToro, R.P. Winefield, and D.J. O'Connor : Mathematical modeling of phytoplankton in lake Ontario, Part 1. Model development and verification, U.S.EPA, EPA-660/3-75-005, 1975.
- 15) Lam, D.C.L. and J.M. Jacquet : Computation of physical transport and regeneration of phosphorus in Lake Erie, Jour. Fisheries Res. Board of Canada, Vol.33, pp.550-563, 1976.
- 16) 岩佐義朗・井上和也・足立敏之 : 琵琶湖南湖の湖流と拡散に関する数値シミュレーション, 京都大学防災研究所年報第21号B-1, pp.293-305, 1978.
- 17) Lam, D.C.L. and E. Halfon : Model of primary production, including circulation influences, in Lake Superior, Appl. Math. Modelling, Vol.2, pp.30-40, 1978.
- 18) 岩佐義朗・松尾直規・畠朝夫 : 貯水池水理の数値解析法とその適用について, 京都大学防災研究所年報第22号B-2, pp.341-354, 1979.
- 19) 松岡謙・住友恒・岩井重久 : びわ湖南湖における水質の有限要素法による解析, 水質汚濁研究, Vol.1, 115-126, 1978.
- 20) 那須清貴・河原長美・西田俊夫 : 感潮域における流動と物質拡散に関する2次元モデルと3次元モデルとの比較検討, 土木学会第39回年次学術講演会講演概要集Ⅱ, pp.697-698, 1984.
- 21) Murthy, C.R. : Horizontal diffusion characteristics in Lake Ontario, Jour. Physical Oceanography, Vol.6, pp.76-84, 1976.

## 第Ⅱ編 参考文献

### 第1章

- 1) Pielou, E.C. 著, 南雲仁一監訳 : 数理生態学, 産業図書, 1974.
- 2) 西田俊夫 : 応用確率論, 培風館, 1973.
- 3) Loucks, D.P. and W.R. Lynn : Probabilistic models for predicting stream quality, Water Resour. Research, Vol.2, pp.593-605, 1966.
- 4) Tiwari, J. and J.E. Hobbie : Random differential equations as models of ecosystems : Monte-Carlo simulation approach, Math. Biosci., Vol.28, pp.25-44, 1976.
- 5) Tiwari, J. and J.E. Hobbie : Random differential equations as models of ecosystems : II--initial condition and parameter specification in terms of maximum entropy distribution, Math. Biosci., Vol.31, pp.37-53, 1976.
- 6) Finney, B.A., D.S. Bowles, and M.P. Windham : Random differential equations in river water quality modeling, Water Resour. Res. Vol.18, pp.122-134, 1982.
- 7) Thayer, R.P. and R.G. Krutchkoff : Stochastic model for BOD and DO in streams

Proc. ASCE, SA3, pp.59-72, 1967.

- 8 ) Custer, S.W. and R.G. Krutchkoff : Stochastic model for BOD and DO in estuaries, Proc. ASCE, SA5, pp.865-885, 1969.
- 9 ) Schofield, W.R. and R.G. Krutchkoff : Stochastic model of BOD and DO in segmented estuary, Proc. ASCE, SA5, pp.745-762, 1972.
- 10) Schofield, W.R. and R.G. Krutchkoff : Stochastic model of dynamic eutrophic estuary, Proc. ASCE, EE3, pp.613-628, 1974.
- 11) 合田健, 宗宮功, 西沢稔 : 水系水質の変化とその予報に関する研究, 第5回衛生工学研究討論会講演論文集, 土木学会, pp.46-55, 1969.
- 12) Stochastic Incorporated : Stochastic modeling for water quality management, Report for the Environ. Prot. Agency, Office of Water Quality, Washington, D.C., 1971.
- 13) Box, G.E.P., and G.M. Jenkins : Time series analysis - forecasting and control Holden-Day, 1970.
- 14) Metha, B.M., R.C. Ahlet, and S.L. Yu : Stochastic variation of water quality of the Passaic River, Water Resour. Res., Vol.11, No.2, pp.300-308, 1975.
- 15) Kothandaraman, V. and B.B. Ewing : A probabilistic analysis of dissolved oxygen - biochemical Oxygen Demand relationship in streams, Jour. WPCF, pp.73-90, 1969.
- 16) Fedrak : Environmental modeling under uncertainty : Monte Carlo simulation IIASA Research Report RR-83-28, 1983.
- 17) Shih, C.S. : Stochastic water quality control by simulation, Water Resour. Bull., Vol.11, pp.256-266, 1975.
- 18) Whitehead, P. and P. Young : Water quality in river systems : Monte-Carlo analysis, Water Resour. Research, Vol.15, pp.451-459, 1979
- 19) Chamberlain, S.F., C.V. Beckers, G.P. Grimsrud, and R.D. Shull : Quantitative methods for preliminary design of water quality surveillance systems, Water Resour. Bull., Vol.10, pp.199-219, 1974.
- 20) Burges, S.J. and D.P. Lettnmaier : Probabilistic methods in stream quality management, Water Resour. Bull., Vol.11, pp.115-130, 1975.
- 21) Beck, M.B. and P.C. Young : Systematic identification of DO-BOD model structure, Proc. ASCE, EE5, Vol.102, pp.909-927, 1976 .
- 22) Bowles, D.S. and W.J. Grenney : Steady state river quality modeling by sequential extended Kalman filters, Water Resour. Res., Vol.14,

- pp.84-96, 1978.
- 23) Papadopoulos, A.S.: A stochastic model for BOD and DO with random initial conditions and distance dependent velocity, Math. Biosci., Vol. 67, pp.19-31, 1983.
  - 24) Ang, A.H.S and W.H.Tang: Probability concepts in engineering, planning and design, Wiley, 1975.
  - 25) Kothandaraman, V.: Probabilistic variations in ultimate first stage BOD. Proc. ASCE, SA1, pp.27-34, 1970.

## 第 2 章

- 1) W.フェラー: 確率論とその応用, 紀伊国屋書店, 1975.
- 2) 川入健二: 上水道のための渇水予測に関する研究, 京都大学卒業論文, 1982.

## 第 3 章

- 1) 京都市水道局: 水質試験年報, 1979—1983.
- 2) 京都市水道局: 疏水流量報告書, 1979 —1983.
- 3) 安田三郎, 海野道郎: 社会統計学, 丸善, 1977.
- 4) 林知己夫: 数量化の方法, 東洋経済新報社, 1974.
- 5) 藤本照: 統計数理の基礎と応用, 日刊工業新聞社, 1979.
- 6) Box, G.E.P. and G.M.Jenkins: Time series analysis - forecasting and control Holden-Day, 1970.
- 7) 岩井重久, 住友恒, 松岡譲: 水質データの統計解析, 森北出版, 1980.

## 第 4 章

- 1) 森脇祥寿, 西川光春, 菊池徹, 三村鉄太郎: 琵琶湖のかび臭発生原因調査, 用水と廃水, Vol.18, No.7, pp.33-38, 1976.
- 2) 杉浦則夫, 高柳秀夫, 矢木修身, 須藤隆一: 放線菌によるカビ臭の発生に及ぼす藻類の影響, 第15回日本水質汚濁研究会, 年次学術講演会講演集, pp. 92-93, 1982.
- 3) 京都市水道局: 水質試験年報, 1982.
- 4) 八木正一: 討議, 釜房湖のカビ臭発生原因の分析と流動特性, 土木学会衛生工学研究論文集, Vol.20, pp.95-96, 1984.